

现代应用数学丛书

# 随机过程的应用

[日] 河田 龍夫 著

342

上海科学技术出版社

現代应用数学丛书

# 随机过程的应用

〔日〕河田龍夫 著

刘 璋 温 譯

王 寿 仁 校

上海科学技术出版社

## 内 容 提 要

本书是日本岩波书店出版的现代应用数学丛书之一的中译本。全书共分六章。第1章从概率论的观点,用积分方程的方法讨论了更新过程;第2~5章叙述平稳过程及其应用,其中包括预报论以及噪声过程;第6章介绍了排队论,作为 Markov 过程的一个应用。本书可供高等学校数学系和物理系师生、研究人员以及工程师作参考。

现代应用数学丛书

### 随 机 过 程 的 应 用

原 书 名 概率过程论の応用  
原 著 者 [日] 河 田 龍 夫  
原 出 版 者 岩 波 书 店  
译 者 刘 璋 温  
校 者 王 寿 仁

上海科学技术出版社出版

(上海瑞金二路450号)

上海市书刊出版业营业登记证出093号

新华书店上海发行所发行 各地新华书店经售

商务印书馆上海印刷厂印刷

开本 850×1168 1/32 印张 3 22/32 字数 82,000

1962年4月第1版 1962年4月第1次印刷

印数 1—5,000

统一书号: 13119 · 457

定 价: (十四) 0.64 元

## 出版說明

这一套书是根据日本岩波书店出版的“現代应用数学讲座”翻譯而成。日文原书共15卷60册,分成A、B两组,各編有序号。現在把原来同一題目分成两册或三册的加以合并,整理成42种,不另分組編号,陸續翻譯出版。

这套书涉及的面很广,其内容都和現代科学技术密切有关,有一定参考价值。每一本书收集的資料都比較丰富,而敘述扼要,篇幅不多,有利于讀者以較短時間掌握有关学科的主要内容。虽然,这套书的某些观点不尽适合于我国的情况,但其方法可供参考。因此,翻譯出版这一套书,对我国学术界是有所助益的。

由于日文原书是1957年起以讲座形式陸續出版的,写作時間和篇幅的限制不可避免地会影响原作者对内容的处理,为了尽可能地减少这种影响,我們在每一譯本中,特請譯者或校閱者撰写序或后記,以介紹有关学科的最近发展状况,并对全书内容作一些評价,提出一些看法,結合我国情况补充一些資料文献。在文内过于簡略或不足的地方添加了必要的注释和改正原书中存在的一些錯誤。希望这些工作能对讀者有所帮助。

承担翻譯和校閱的同志,为提高书籍的质量付出了巨大劳动,在此特致以誠摯的謝意。

欢迎讀者对本书提出批評和意見。

上海科学技术出版社

## 譯 者 序

本書是根据河田龍夫著“確率过程論の応用”(岩波講座現代应用数学, 东京, 1957) 譯出的。此書着重介紹近年急速发展起来的平稳过程論和 Марков 过程論的某些应用。

本書的內容共分三个部分。第1章为第一部分, 介紹了更新过程。著者在这一章中从概率論的观点, 用积分方程的方法对更新方程作了比較透彻的闡述。第2~5章为第二部分, 介紹了平稳过程及其应用。第2章叙述平稳过程的基本事項, 作为以下三章所必需的預备知識; 而作为平稳过程的应用, 第2, 3和4章分別討論了時間序列数据的舍入問題, 訊息論中的 A. Колмогоров 和 N. Wiener 的預报問題, 以及噪声过程的数学分析。第6章为第三部分, 介紹了排队論, 作为 Марков 过程的一个应用。排队論及其应用是运筹学 (Operations Research) 的一个主要分支。

正如著者在后記中所述, 本書的叙述相当重視严格的理論依据。由于著者笔法簡洁而精炼, 虽然本書的篇幅不多, 但对上列問題都作了本质上的闡述。对于具有初步概率論和 Fourier 分析知識的讀者來說, 閱讀本書將不会感到很多困难。但是, 作为一本应用的著作來說, 本書缺乏具体例子, 这可能会使从事实际工作的讀者感到不便。这些讀者可在本書的基础上閱讀有关文献, 以弥补这个不足。

譯稿承王寿仁先生校閱一遍, 提出了許多宝貴意見。譯者在此表示深切的感謝。

刘 璋 温 1961年12月北京

# 目 录

出版說明

譯者序

第1章	更新过程 .....	1
§ 1	平均輩数 .....	2
§ 2	年齡分布 .....	7
§ 3	积分方程与平均輩数 .....	10
§ 4	更新积分方程 .....	12
§ 5	循环定理 .....	23
§ 6	随着輩分不同而不同的寿命分布的場合 .....	24
第2章	平稳随机过程 .....	30
§ 7	平稳过程 .....	30
§ 8	正交过程 .....	33
§ 9	积分与譜函数 .....	34
§ 10	过滤过程 .....	37
§ 11	过滤过程的定义与引理 .....	38
§ 12	过滤过程的数学性质 .....	43
§ 13	正交过程的积分 .....	45
第3章	平稳随机过程及其某些应用 .....	50
§ 14	非綫性操作的輸出相关函数 .....	50
§ 15	舍入(四舍五入) .....	55
§ 16	离散参数的情形 .....	57
第4章	預报論 .....	60
§ 17	最优預报 .....	60
§ 18	最优預报运算函数 .....	63
§ 19	最优預报运算函数的例子 .....	66
§ 20	微分算子与最优預报 .....	69
第5章	噪声过程 .....	75

§ 21	散射效应 .....	75
§ 22	噪声过程的分布 .....	78
§ 23	噪声过程的谱函数 .....	82
§ 24	正态过程与噪声的极限 .....	83
§ 25	正态过程与 Fourier 级数 .....	85
第 6 章	排队问题 .....	90
§ 26	Марков 过程 .....	90
§ 27	排队问题与生灭过程 .....	97
§ 28	服务时间和到达时间间隔的分布 一般情形 .....	105
后 记	.....	108
参考文献	.....	109

## 第1章 更新过程

预报将来人口的问题，一向就是统计学的问题。若能把初始状态完全规定下来，则完全可以描述将来人口的发展，显然这时需要与年龄有关的死亡率和增殖率。但是在原始的初等模型中，通常不计及年龄构造，而假设人口增长速度为相等。这就是说，当令  $N(t)$  表示在时刻  $t$  时的人口， $\nu$  表示每个个体在单位时间内的瞬时增长率时，假设  $N'(t) = \nu N(t)$  成立。由此便可导出  $N(t) = N(0)e^{\nu t}$ 。又当人口增加时，假设阻止人口无限增长的因素起作用，便得到人口的逻辑斯谛曲线。从这种原始模型出发，还可进一步构造把女性增殖率考虑在内的人口增长模型。这时就假设男性的人数与女性的人数相等，以便考虑总人口的增长。下面的模型是由 W. Feller 提出的。在时刻  $t$  (令 0 为初始状态) 时，有从  $t=0$  时即活着而一直活到时刻  $t$  的女子和在中途诞生而一直活到时刻  $t$  的女子，若令  $\eta(x)$  表示女子在  $t=0$  的年龄分布密度，并令  $p_x(t)$  为  $x$  岁的女子在时刻  $t$  生出新女子的瞬时增殖率，则由前一种女子所生的女子的比率为  $\int_0^\infty \eta(x)p_x(t)dx = g(t)$ 。又若令  $u(t)$  为在时刻  $t$  诞生新女子的瞬时增殖率(女子总数与新诞生的女子的比率)，并令  $f(t)$  为新诞生的女子在  $t$  以后生出新女子的比率(更新率，即在  $t=0$  诞生的女子中，在  $(t, t+\Delta t)$  之间生出新女子的比率。这里面已经考虑到死亡率)，则得到积分方程  $u(t) = g(t) + \int_0^t u(t-x)f(x)dx$ 。由这个  $u(t)$  可以求出女性人口的增长。这个积分方程作为更新积分方程，将在 §4 中讨论。

更换机器零件的问题，长期以来也为很多人所研究。当零件



损耗时,就换上新的零件。这说明对零件也可以考虑它的寿命。这时,我们的问题是,随着时间的推移,零件的年龄分布是什么。又有,到某个时刻为止,平均应该更换多少次零件,换句话说,就是有多少辈数的问题。所有这些都可以归结为与上述完全相同的积分方程的问题。我们将从概率论的观点来阐明这一点。从实际问题来看,这在下述问题中得到应用:机器上的零件究竟使用到寿命终止时才更换,还是在适当的时候更换,或者一齐更换来得好,等等。在这些问题中所考虑的当然是零件损耗对机器效率的影响。

辈数和年龄分布问题不仅在遗传学中有应用,而且在货车编组的排队问题中也得到应用。到站的一列车辆中开往特定方向的货车并不那么多,各货车应等多久才能汇集起来编成一定的牵引辆数,这类问题占货车停留问题的重要部分。其实不仅在停车场,而且一般在窗口<sup>①</sup>的排队中也经常产生这类问题。本章将对这些更新过程,即世代相继地更新的过程,从概率论的观点,用积分方程的方法,讨论其数学性质。

## §1 平均辈数

设有一个集合,其中每个个体死亡后,新的个体诞生(换上新的个体)。我们来研究这个集体的年龄分布。更换机器零件的问题,也可用这种形式来讨论。

把每个个体的寿命看做随机变数,并令它的分布函数为  $F(x)$  ( $F(-0)=0$ )。当某个个体的年龄为  $x$  时,令  $F_x(y)$  表示它的残年不超过  $y$  的概率,即

$$F_x(y) = \frac{F(x+y) - F(x)}{1 - F(x)}. \quad (1.1)$$

令  $x_0$  表示一个个体在  $t=0$  时的年龄,并假设它再活  $X_1$  年,

① “窗口”指顾客来接受服务的地方,例如火车站的售票处等。——译者注

而在  $x_0 + X_1$  死亡。第二个个体活了  $X_2$  年，下一个个体活了  $X_3$  年，过程这样继续下去。下面，我们来讨论到时间  $t$  为止的輩数，以及在  $t$  的年齡分布，等等。

寿命的分布是  $F(x)$ ，此处令  $F(+0) = 1$ ，这就是假设生存的概率为正。 $X_1 = X_1(\omega)$  以 (1.1) 中所规定的  $F_{x_0}(x)$  作为它的分布函数。 $X_2 = X_2(\omega)$ ,  $X_3 = X_3(\omega)$ ,  $\dots$  具有相同的分布函数  $F(x)$ 。令  $N(t)$  表示下列各数

$$X_1, X_1 + X_2, \dots$$

之中小于  $t$  的个数，即  $\sum_1^{N(t)} X_i < t$ ,  $\sum_1^{N(t)+1} X_i \geq t$ ，又设

$$X(t) = \begin{cases} t - (X_1 + \dots + X_{N(t)}) & (\text{当 } N(t) \geq 1), \\ x_0 + t & (\text{当 } N(t) = 0). \end{cases}$$

我们将考虑随机过程  $N(t)$  和  $X(t)$ 。

**定理 1.1<sup>①</sup>** 令  $X_1, X_2, X_3, \dots$  为独立随机变数，并令  $X_1, X_2, \dots$  具有相同的分布函数  $F(x)$ 。又设

$$\begin{aligned} X_i &\geq 0 \quad (i = 1, 2, \dots), \\ 0 < EX_1 &= m < \infty. \end{aligned} \tag{1.2}$$

于是

$$P\left(\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{m}\right) = 1. \tag{1.3}$$

又  $EN(t) < \infty$ ，且

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{EN(t)}{t} = \frac{1}{m}, \tag{1.4}$$

此处  $EX$  表示  $X$  的数学期望。

**证明** 当  $m < \infty$  时，假定定理已被证明。这时先证明当  $m = \infty$  时定理也成立。设

---

① J. L. Doob [1].

$$X_j^{(M)} = \begin{cases} X_j & (0 \leq X_j \leq M), \\ 0 & (X_j > M). \end{cases}$$

令使  $\sum_1^n X_j^{(M)} < t$  的最大的  $n$  为  $N^{(M)}(t)$ , 于是由  $X_j^{(M)} \leq X_j$  推出  $N(t) \leq N^{(M)}(t)$ . 因此

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{EN(t)}{t} \leq \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{EN^{(M)}(t)}{t} = \frac{1}{EX_2^{(M)}}. \quad (1.5)$$

这个不等式右边极限的存在和等号的成立, 是由以上假定而得到的。同样

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} \leq \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N^{(M)}(t)}{t} = \frac{1}{EX_2^{(M)}} \quad (1.6)$$

概率为 1 地成立。令  $M \rightarrow \infty$  便有  $EX_2^{(M)} \rightarrow \infty$ , 因而得到

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{EN(t)}{t} = 0, \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = 0.$$

(概率为 1 地)。

其次, 令  $EX_2 < \infty$ , 往证 (1.3) 和 (1.4)。因为  $X_2, X_3, \dots$  具有相同的分布, 所以由强大数法则及关系  $P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_1}{n-1} = 0\right) = 1$  得到

$$\begin{aligned} P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} = m\right) \\ = P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_1 + \dots + X_n}{n-1} = m\right) \\ = P\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_2 + \dots + X_n}{n-1} = m\right) = 1. \end{aligned}$$

故对满足  $0 < \varepsilon < m$  的任意正数  $\varepsilon$ , 概率为 1 地存在着  $n_\varepsilon = n_\varepsilon(\omega)$ , 并且当  $n > n_\varepsilon$  时, 就有

$$(m - \varepsilon)n \leq X_1 + \dots + X_n \leq (m + \varepsilon)n. \quad (1.7)$$

因为  $\sum_1^{N(t)} X_i \leq t$ , 所以若  $N(t) > n_\varepsilon$ , 则由 (1.7) 左边不等式推出

$$N(t) \leq \frac{t}{m - \varepsilon}. \quad (1.8)$$

若在(1.7)中令  $N(t)+1$  代替  $n$ , 则由  $t \leq \sum_1^{N(t)+1} X_i$  推出

$$\frac{t}{m+\varepsilon} \leq N(t)+1. \quad (1.9)$$

故当  $N(t) \sim n_\varepsilon$  时

$$\frac{1}{m+\varepsilon} - \frac{1}{t} \leq \frac{N(t)}{t} \leq \frac{1}{m-\varepsilon}. \quad (1.10)$$

但是  $P(\lim_{t \rightarrow \infty} N(t) = \infty) = 1$  ( $m < \infty$ ), 所以 (1.10) 概率为 1 地成立, 从而得到 (1.3)。

下面往证 (1.4), 特别考虑  $P(X_1=0)=1; P(X_j=1)=p>0, P(X_j=0)=1-p$  ( $j \geq 1$ ) 这样的特殊情形。因为

$$\frac{EN(t)}{t} = \frac{1}{t} \sum_{0 \leq j \leq t} E\{N(j+1) - N(j)\}, \quad (1.11)$$

并且  $\sum_1^{N(j)} X_i = j-1, \quad \sum_1^{N(j+1)} X_i = j,$

所以  $X_{N(j)+1}=0, \dots, X_{N(j+1)}=1$ , 故

$$P\{N(j+1) - N(j) = k\} = (1-p)^{k-1}p.$$

因此  $E\{N(j+1) - N(j)\} = p \sum_{k=1}^{\infty} k(1-p)^{k-1} = \frac{1}{p}.$

因而由 (1.11) 推出

$$\frac{EN(t)}{t} = \begin{cases} \frac{[t]-1}{tp} & (\text{当 } t \text{ 是整数时}), \\ \frac{[t]}{tp} & (\text{当 } t \text{ 不是整数时}). \end{cases} \quad (1.12)$$

故

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{EN(t)}{t} = \frac{1}{p}.$$

即对所考虑的特殊情形来说, (1.4) 成立。又留意  $N(j+1) - N(j)$  与  $N(k+1) - N(k)$  为相互独立 ( $j \neq k$ ), 并作类似于上面的计算, 使得

①  $[t]$  代表  $t$  的整数部分。——译者注

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E \left( \frac{N(t)}{t} \right)^2 = \frac{1}{p^2}. \quad (1.13)$$

对于一般情形, 因为  $P(X_1 = 0) < 1$ , 所以存在  $\lambda (> 0)$ , 使得  $P(X_j \geq \lambda) > 0$ . 现在定义  $\tilde{X}_j$  为

$$\begin{aligned} \tilde{X}_1 &= 0, \\ \tilde{X}_j &= \begin{cases} 0 & (\text{当 } X_j < \lambda), \\ 1 & (\text{当 } X_j \geq \lambda), \end{cases} \quad (j \geq 2) \end{aligned}$$

并令  $\tilde{N}(t)$  为使  $\sum_1^n \tilde{X}_j \leq t$  的那种  $n$  的个数, 于是  $N(t) \leq \tilde{N}(t)$ , 并且  $P(\tilde{X}_1 = 0) = 1$ ;  $P(\tilde{X}_j = 1) = p > 0$ ,  $P(\tilde{X}_j = 0) = 1 - p$  ( $j \geq 1$ ). 利用 (1.13) 可得

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} E \left( \frac{N(t)}{t} \right)^2 \leq \frac{1}{\lambda^2} \limsup_{t \rightarrow \infty} E \left( \frac{\tilde{N}(t)}{t} \right)^2 = \frac{1}{(\lambda p)^2}.$$

由此推出

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E \frac{N(t)}{t} = E \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} \text{ ①},$$

于是得到 (1.4)。

証毕

把在  $t = 0$  时的年龄看做随机变数, 记作  $X_0$ . 又设

$$U(t) = EN(t). \quad (1.14)$$

$U(t)$  的形状可由  $X_0$  的分布与寿命的分布函数  $F(t)$  来表达.

令  $\Phi_0(x)$  为个体在  $t = 0$  时的年龄分布, 亦即为  $X_0$  的分布函数, 则由 (1.1) 推出  $X_1$  的分布函数是

① 一般地说, 对有界测度的情形, 若  $\int |f(t, \omega)|^2 m(d\omega) < K$  (常数), 则

$\lim_{t \rightarrow \infty} \int f(t, \omega) m(d\omega) = \int \lim_{t \rightarrow \infty} f(t, \omega) m(d\omega)$ . 因为在  $E$  上令  $f(t, \omega) \rightarrow f(\omega)$  (一致地), 并令  $mE^c < \eta^2$  ( $E^c$  是  $E$  的余集), 便有

$$\begin{aligned} \int |f(t, \omega) - f(\omega)| m(d\omega) &= \int_E + \int_{E^c} \\ &= o(1) + \left( \int_{E^c} m(d\omega) \right)^{\frac{1}{2}} \left( \int_{E^c} |f(t, \omega) - f(\omega)|^2 m(d\omega) \right)^{\frac{1}{2}} \\ &= o(1) + \left( \int_{E^c} m(d\omega) \right)^{\frac{1}{2}} O(1) = o(1) + O(\eta). \end{aligned}$$

$$\Phi_1(x) = \int_0^\infty F_\nu(x) d\Phi_0(y) = \int_0^\infty \frac{F(x+y) - F(y)}{1 - F(y)} d\Phi_0(y). \quad (1.15)$$

因为  $N(t)$  是使  $X_1 + \dots + X_n \leq t$  的最大的  $n$ , 所以

$$\begin{aligned} U(t) &= \mathbb{E} N(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(N(t) \geq n) \\ &= \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n \leq t), \quad S_n = X_1 + \dots + X_n. \end{aligned}$$

因为  $S_n$  的分布函数是  $\underbrace{\Phi_1 * F * \dots * F}_{n-1}$ , 所以

$$U(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(S_n \leq t) = \Phi_1 + \Phi_1 * F + \Phi_1 * F * F + \dots, \quad (1.16)$$

此处

$$\Phi_1 * F = \int_0^\infty \Phi_1(t-u) dF(u), \quad \Phi_1 * F * F = (\Phi_1 * F) * F, \dots$$

因为  $U(t)$  存在, 所以 (1.16) 的级数收敛。

## §2 年龄分布

考虑上节定义的年龄过程  $X(t)$ 。

**定理 2.10** 若  $0 < m = \mathbb{E} X_1 < \infty$ , 则

$$P\left(\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{X(t)}{t} = 0\right) = 1. \quad (2.1)$$

又若  $\mathbb{E} X(0) = \mathbb{E} X_0 = \int_0^\infty x d\Phi_0(x) < \infty$  (上节), 则

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\mathbb{E} X(t)}{t} = 0. \quad (2.2)$$

**证明** 使用上节相同的记号。令  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ , 于是当  $N(t) \geq 1$  时,

$$X(t) = t - S_{N(t)}.$$

故

---

① J. L. Doob [1].

$$\frac{X(t)}{t} = 1 - \frac{S_{N(t)}}{N(t)} \cdot \frac{N(t)}{t}. \quad (2.3)$$

因为概率为1地有  $N(t) \rightarrow \infty$ , 所以由强大数法则推出

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{S_{N(t)}}{N(t)} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_1 + \cdots + X_n}{n} = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{X_2 + \cdots + X_n}{n-1} = m.$$

又由定理1.1,  $P\left(\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{N(t)}{t} = \frac{1}{m}\right) = 1$ , 因此由(2.3)推出

$$P\left(\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{X(t)}{t} = 0\right) = 1.$$

其次, 因为  $X(t) \leq t + X_0$ , 所以

$$0 \leq \frac{X(t)}{t} \leq 1 + \frac{X_0}{t} \leq 1 + X_0 \quad (t \geq 1),$$

从而  $E \frac{X(t)}{t} \leq 1 + E X_0$ . 故

$$\lim_{t \rightarrow 0} E \frac{X(t)}{t} = E\left(\lim_{t \rightarrow 0} \frac{X(t)}{t}\right) = 0. \quad \text{证毕}$$

下列定理表明, 在  $t$  的年龄  $X(t)$  当  $t \rightarrow \infty$  时的分布情况。

**定理2.2** 令  $F(+0) < 1$ . 若

$$\int_0^\infty x^2 dF(x) < \infty, \quad (2.4)$$

则

$$P\left(\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{1}{t} \int_0^t X(s) ds = \frac{1}{2m} \int_0^\infty x^2 dF(x)\right) = 1, \quad (2.5)$$

此处  $m$  如上节一样表示  $EX_1$ .

**证明** 使用上节的记号。令  $S_n = X_1 + \cdots + X_n$ , 于是当  $N(t) \geq 1$  时,

$$\begin{aligned} \frac{1}{t} \int_0^t X(s) ds &= \frac{1}{t} \int_0^{X_1} (X_0 + s) ds + \frac{1}{t} \int_{X_1}^{X_1+X_2} (s - X_1) ds + \cdots \\ &\quad + \frac{1}{t} \int_{S_{N(t)}}^t (s - S_{N(t)}) ds \\ &= \frac{1}{t} X_0 X_1 + \frac{1}{2t} \sum_{j=1}^{N(t)} X_j^2 + \frac{(t - S_{N(t)})^2}{2t}. \end{aligned} \quad (2.6)$$

上式右边第一项概率为 1 地收敛于 0 (当  $t \rightarrow \infty$ ), 第二项可以改写为

$$\frac{N(t)}{2t} = \frac{1}{N(t)} \sum_{j=1}^{N(t)} X_j^2.$$

由 (1.3) 可知概率为 1 地有  $\frac{N(t)}{t} \rightarrow \frac{1}{m}$ , 从而由强大数法则推出 (留意 (2.4) 總涵  $m < \infty$ )

$$P\left(\frac{1}{N(t)} \sum_{j=1}^{N(t)} X_j^2 \rightarrow EX_1^2\right) = 1.$$

由于  $EX_1^2 = \int_0^\infty x^2 dF(x)$ , 所以 (2.6) 右边第二项概率为 1 地收敛于  $\frac{1}{2m} \int_0^\infty x^2 dF(x)$ , (2.6) 右边最后一项不超过  $X_{N(t)+1}^2/2t$ . 又因

$$\frac{X_{N(t)+1}^2}{2t} = \frac{X_{N(t)+1}^2}{N(t)+1} \cdot \frac{N(t)+1}{2t},$$

并且  $\{N(t)+1\}/2t \rightarrow 1/2m$ , 所以最后一项概率为 1 地收敛于 0. 于是证明了 (2.5). 証毕

由此可知, 随着时间  $t$  增大, 在 0 到  $t$  内平均的年龄趋于  $\frac{1}{2m} \int_0^\infty x^2 dF(x)$ . 下面我們將考察当  $t \rightarrow \infty$  时  $P(X(t) \geq \lambda)$  的分布情况。首先,  $X(t)$  是 Марков 过程<sup>①</sup>, 这就是說, 知道  $X(t_1) = x$  时, 則  $X(t_1+s) \geq \lambda$  的概率不依赖于  $X(t)$  在  $t_1$  以前的值。并且轉移概率  $P(X(t+s) \geq \lambda | X(t) = x)$  只依赖于  $s$  而不依赖于  $t$ . 具体地計算之使得

$$P(X(t+s) \geq \lambda | X(t) = x) = \begin{cases} 0 & (s+x < \lambda), \\ \frac{1-F(x+s)}{1-F(x)} & (s < \lambda - s+x), \\ \frac{1-F(x+s)}{1-F(x)} + \int_0^{s-\lambda} \{1-F(s-u)\} dU_x(u) & (\lambda < s), \end{cases} \quad (2.7)$$

① 見本書第 6 章 §26. 更进一步的討論, 可參看本書中刘璋溫譯《随机过程》第 4 章。譯者注



此处  $U_s(t)$  表示  $N(t)$  在  $X(0)=x$  时的数学期望。(2.7) 的前二式显然成立, 最后一式是这样求得的:

$\{1-F(x+s)\} \{1-F(x)\}$  是已经活到  $x$  岁后, 再继续活  $s$  岁以上的概率。而欲求的概率(当  $\lambda < s$ ) 是上述这个概率与下述另一概率的和。另一概率是, 到  $t$  与  $t+s$  之间的时刻  $t+u$  为止, 重复着多少次死亡与出生之后 ( $u$  小于  $s-\lambda$ ), 最后于  $t+u$  时刻诞生, 而以后再继续活  $s-u$  这么多时间的概率。这个最后的概率显然是

$$\sum_{v=1}^{\infty} \int_0^{s-\lambda} \{1-F(s-u)\} dP(X_1+X_2+\cdots+X_v \leq u).$$

它等于

$$\begin{aligned} & \int_0^{s-\lambda} \{1-F(s-u)\} d \left\{ \sum_{v=1}^{\infty} P(X_1+\cdots+X_v \leq u) \right\} \\ &= \int_0^{s-\lambda} \{1-F(s-u)\} dU_s(u). \end{aligned}$$

于是得到(2.7)中的最后一式。

这表明, 我们的随机过程是以(2.7)为转移概率的 Марков 过程。

### § 3 积分方程与平均数

沿用前二节的记号。从(1.16)我们有

$$\begin{aligned} U(t) &= \Phi_1 + \Phi_1 * F + \Phi_1 * F * F + \cdots \\ &= \Phi_1(t) + \int_0^t \Phi_1(t-s) dF(s) + \int_0^t \Phi_1 * F(t-s) dF(s) + \cdots. \end{aligned}$$

上式可以写成

$$U(t) = \Phi_1(t) + \int_0^t U(t-s) dF(s). \quad (3.1)$$

特别, 若  $X_0=0$ , 则  $X_1$  的分布与  $X_2, X_3, \cdots$  相同, 即  $\Phi_1(x) = F(x)$ , 故(3.1)变成

$$U(t) = F(t) + \int_0^t U(t-s) dF(s). \quad (3.2)$$

設  $F(x)$  为绝对連續, 并令  $F(x) = \int_0^x f(y) dy$ . 因为绝对連續函数与任意函数的卷积仍是绝对連續的, 所以 (3.2) 右边第二項为绝对連續, 从而左边的  $U(t)$  也为绝对連續. 故存在  $u(t)$  使  $U(t) = \int_0^t u(y) dy$ , 并且

$$u(t) = f(t) + \int_0^t u(t-s)f(s)ds, \quad (3.3)$$

因此可以利用形如 (3.1) 的积分方程来研究  $U(t)$  的性质. W. Feller[1] 首先用这种方法来研究  $U(t)$ , 后来 S. Täcklind[1], [2] 导出了  $U(t)$  当  $t \rightarrow \infty$  时的更精确的漸近公式. 考虑

$$U(t+h) - U(t) = \xi(t), \quad (3.4)$$

J. L. Doob[1] 和 D. Blackwell[1] 証明了  $\xi(t) \rightarrow \frac{h}{m}$ ,  $m = \int_0^\infty x dF(x)$  (假設  $> 0$ ). 后来許多人推广了这个結果. 例如 K. L. Chung (钟开莱)-H. Pollard[1] 和 G. Maruyama (丸山儀四郎)[1] 把它推广为  $X_i$  是取值于  $(-\infty, \infty)$  而且具有相同分布的随机变数的場合.

令  $X_1, X_2, \dots$  为遵循相同分布的随机变数, 并設

$$S_n = \sum_{i=1}^n X_i,$$

于是

$$\xi(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(t < S_n \leq t+h).$$

右边无非是使  $S_n$  落于  $(t, t+h]$  内的  $n$  的个数的平均值.

如前面一样, 令  $X_i (i=1, 2, \dots)$  的分布函数为  $F(x)$ , 則和上述情形同样,  $\xi(t)$  滿足

$$\xi(t) = \int_0^t \xi(t-s) dF(s) + \int_t^{t+h} dF(s). \quad (3.5)$$

令

$$\int_t^{t+h} dF(s) = g(t),$$

上式便可写成

$$\xi(t) - \int_0^t \xi(t-s) dF(s) = g(t), \quad (3.6)$$

#### §4 更新积分方程

把(3.6)化为更一般的形式,令

$$\xi(t) - \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dF(s) = g(t) \quad (4.1)$$

为給定的方程,此处假设  $F(t)$  和  $g(t)$  为已知函数,  $\xi(t)$  为未知函数。我們暂时不管概率論的意义,而去研究这个方程的解的性质和解的存在性<sup>①</sup>。

在(3.6)中  $\int_{-\infty}^{\infty} |g(t)| dt < \infty$ ,  $\int_{-\infty}^{\infty} dF(s) = 1$ , 所以在下面都假设

$$\int_{-\infty}^{\infty} dF(t) = 1, \quad F(t) \text{ 是非降函数}. \quad (4.2)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(t)| dt < \infty, \quad g(t) \text{ 有界}. \quad (4.3)$$

再假设

$$F(t) \text{ 不是格子型的分布函数}. \quad (4.4)$$

此处所謂格子型的分布函数,指的是这样的分布函数:对某些  $a(>0)$  和  $b$ , 除  $t=na+b$  ( $n=0, \pm 1, \dots$ ) 以外,  $F(t)=\text{常数}$ 。更假设

$$\int_{-\infty}^{\infty} |t| dF(t) < \infty, \quad \int_{-\infty}^{\infty} t dF(t) = m < \infty. \quad (4.5)$$

为了討論积分方程(4.1)的解,先作一些准备。設

$$\sigma(t) = \begin{cases} 1, & t \geq 0, \\ 0, & t < 0, \end{cases} \quad \phi_0(h) = \int_{-\infty}^{\infty} dh(t), \quad (4.6)$$

此处令  $h(t)$  为任意的有界变分函数。令  $T$  为对  $h(t)$  定义的算子,即:

① 下述方法应归于 S. Karlin[1]。

$$(Th)(t) = Th = \phi_0(h) * \sigma = \sigma * h, \quad (4.7)$$

亦即对  $t \geq 0$ ,

$$\begin{aligned} (Th)(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} dh(s) * \sigma(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \sigma(t-s) dh(s) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dh(t) = \int_{-\infty}^t dh(s) \\ &= \int_t^{\infty} dh(s). \end{aligned} \quad (4.8)$$

对  $t < 0$ ,

$$(Th)(t) = - \int_{-\infty}^t dh(s). \quad (4.9)$$

假设已存在满足 (4.1) 的有界的  $\xi(t)$ . 又令

$$\xi_n(t) = n \int_t^{t+\frac{1}{n}} \xi(s) ds, \quad g_n(t) = n \int_t^{t+\frac{1}{n}} g(s) ds.$$

于是对  $t$  在  $(t, t+\frac{1}{n})$  上求 (4.1) 的两边的积分, 然后乘上  $n$  使得

$$\xi_n(t) = \int_{-\infty}^{\infty} \xi_n(t-s) dF(s) = g_n(t). \quad (4.10)$$

(4.10) 又可写成

$$\begin{aligned} \xi_n(t) &+ \left[ \int_{t,0}^{\infty} \xi_n(t-s) d\left(\int_s^{\infty} dF(v)\right) - \int_{-\infty}^{-0} \xi_n(t-s) d\left(\int_{-\infty}^s dF(v)\right) \right. \\ &\quad \left. + \int_{-0}^{+0} \xi_n(t-s) dTF(s) \right] - \int_{-0}^{+0} \xi_n(t-s) dF(s) \\ &= \int_{-0}^{+0} \xi_n(t-s) dTF(s) = g_n(t). \end{aligned}$$

亦即

$$\begin{aligned} \xi_n(t) &+ \int_{-\infty}^{\infty} \xi_n(t-s) dTF(s) - [\xi_n(t) \{F(+0) - F(-0)\} \\ &\quad + \xi_n(t) \{1 - F(+0) + F(-0)\}] = g_n(t). \end{aligned}$$

故得

$$\int_{-\infty}^{\infty} \xi_n(t-s) dTF(s) = g_n(t).$$

对此进行分部积分, 由于  $TF(+\infty) = TF(-\infty) = 0$ , 以及  $\xi_n(t)$  的有界性, 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} \xi'_n(t-s)TF(s)ds = g_n(t). \quad (4.11)$$

由假定有  $\int_{-\infty}^{\infty} |s|dF(s) < \infty$ , 而这等价于  $\int_{-\infty}^{\infty} |TF(s)|ds < \infty$ . 又因  $\xi'_n(t)$  对几乎所有的  $t$  为有界, 所以(4.11)左边的积分存在. 从  $a$  到  $t$  积分(4.11)的两边, 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} \{\xi'_n(t-s) - \xi'_n(a-s)\}TF(s)ds = \int_a^t g_n(s)ds.$$

令  $n \rightarrow \infty$ , 因为  $\xi_n(s)$  和  $g_n(s)$  分别在几乎所有的点上一致地收敛于  $\xi(s)$  和  $g(s)$ , 故得

$$\int_{-\infty}^{\infty} \{\xi(t-s) - \xi(a-s)\}TF(s)ds = \int_a^t g(s)ds, \quad (4.12)$$

而此式对几乎所有的  $t$  和  $a$  成立. 又因左边是连续的, 故上式对所有的  $t$  和  $a$  成立. 因为上式右边当  $t \rightarrow \infty$ ,  $a \rightarrow \infty$  或者  $a \rightarrow -\infty$ ,  $t \rightarrow -\infty$  时收敛于 0, 所以当  $|t| \rightarrow \infty$  时  $\int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s)TF(s)ds$  的极限存在. 令

$$\lim_{t \rightarrow -\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s)TF(s)ds = c. \quad (4.13)$$

现在用  $\xi_1(t) = \xi(t) - \frac{c}{m}$  代替  $\xi$ , 不难看出

$$\int_{-\infty}^{\infty} TF(s)ds = \int_{-\infty}^{\infty} sdF(s) = m,$$

因而

$$\lim_{t \rightarrow -\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \xi_1(t-s)TF(s)ds = 0.$$

所以若  $\xi(t)$  是 (4.1) 的解, 则  $\xi_1(t)$  也是 (4.1) 的解. 这样, 在 (4.12) 中令  $\xi_1$  代替  $\xi$ , 并令  $a \rightarrow -\infty$ , 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} \xi_1(t-s)TF(s)ds = \int_{-\infty}^t g(s)ds. \quad (4.14)$$

利用由 (4.6) 所定义的  $\phi_0$ , 令  $g_1(t) = \int_{-\infty}^t g(s)ds$ , 又令

$$\eta(t) = \xi_1(t) - \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma(t), \quad (4.15)$$

則

$$\begin{aligned}
 \eta * TF \textcircled{1} &= \xi_1 * TF - \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma * TF \\
 &= \int_{-\infty}^t dg_1(s) - \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma * TF \\
 &= \sigma * g_1 - \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma * TF \\
 (\text{由 (4.7)}) \\
 &= -Tg_1 + \phi_0(g_1)\sigma - \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma * TF \\
 &= -Tg_1 + \frac{\phi_0(g_1)}{m} (m \cdot \sigma - \sigma * TF) \\
 &= -Tg_1 + \frac{\phi_0(g_1)}{m} T \left( \int_{-\infty}^t TF(s) ds \right). \quad (4.16)
 \end{aligned}$$

若已知  $\xi_1(t)$ , 則由 (4.15) 可以求  $\eta(t)$ , 又若已知  $\eta(t)$ , 則也可求  $\xi_1(t)$ . (4.16) 右边是已知函数, 因此必須留意  $\eta * TF$  是已知的。

再作进一步的准备。仍然假设 (4.2) ~ (4.5)。

**引理 4.1**  $TF(t)$  的 Fourier 变换到处不为 0。

**証明** 如前面所述,  $TF(t) \in L_2(-\infty, \infty)$ 。往証

$$(TF)^*(\theta) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{it\theta} TF(t) dt \quad (4.17)$$

对所有的  $\theta$  不为 0。

$$\begin{aligned}
 i\theta (TF)^*(\theta) &\sim i\theta \int_{-\infty}^{\infty} e^{it\theta} TF(t) dt \\
 &= \left[ e^{it\theta} TF(t) \right]_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} e^{it\theta} dTF(t) \\
 &= - \int_{-\infty}^{\infty} e^{it\theta} dTF(t) = -1 + \int_{-\infty}^{\infty} e^{it\theta} dF(t).
 \end{aligned}$$

若上式在某个  $\theta \neq 0$  上为 0, 則如众所周知的那样,  $F(t)$  的增加点是  $t$  等于  $2\pi/\theta$  的整数倍的那些值。这与假设 (4.4) 矛盾。因此

① 这个 \* 意味着  $f * g(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t-s)g(s)ds$ 。

$(TF)^*(\theta)$  在  $\theta \neq 0$  上不能为 0。又当  $\theta \rightarrow 0$  时

$$(TF)^*(0) = \int_{-\infty}^{\infty} TF(t) dt = m > 0.$$

**引理 4.2** 令  $v(t)$  为有界函数, 并设  $f(t) \in L_1$  而且  $f(t)$  的 Fourier 变换  $f^*(\theta)$  对所有的  $\theta$  不为 0。若  $v*f \equiv 0$  ①, 则对  $L_1$  中的任意函数  $g(t)$

$$v*g \equiv 0.$$

**证明** 此引理由下述 N. Wiener 定理立刻得证:  $f^*(\theta) \neq 0$  (对所有的  $\theta$ ) 是  $f(t)$  在  $L_1$  为封闭的充要条件。这就是说, 对  $L_1$  的任意函数  $g$  和任意的  $\varepsilon > 0$ , 可找到适当的常数  $a_i, b_i (i=1, 2, \dots, N)$ , 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} |g(t) - \sum_1^N a_i f(t+b_i)| dt < \varepsilon,$$

我们有

$$\begin{aligned} |v*g| &= \left| \int_{-\infty}^{\infty} v(s) g(t-s) ds \right| \\ &\leq \int_{-\infty}^{\infty} |v(s)| \left| g(t-s) - \sum a_i f(t-s+b_i) \right| ds \\ &\quad + \sum |a_i| \left| \int_{-\infty}^{\infty} v(s) f(t-s+b_i) ds \right|. \end{aligned}$$

由假定, 上式右边第二项等于 0。因此

$$\begin{aligned} \left| \int_{-\infty}^{\infty} v(s) g(t-s) ds \right| &\leq V \int_{-\infty}^{\infty} |g(u) - \sum a_i f(u+b_i)| du \\ &\leq \varepsilon V, \end{aligned}$$

此处  $V \geq |v(s)|$ 。因为  $\varepsilon$  是任意的, 所以

$$v*g = 0.$$

作了上述的准备后, 我们来讨论 (4.1) 的解。

**定理 4.1** 若 (4.1) 有两个有界的解, 则它们只差一个常数。

**证明** 令  $\xi_1(t)$  与  $\xi_2(t)$  为 (4.1) 的两个有界的解。于是

① 参看 15 页的注。

$\xi(t) = \xi_1(t) - \xi_2(t)$  也为有界, 并且满足

$$\xi(t) - \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dF(s) = 0.$$

如求(4.13)那样, 从此得到

$$\int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) TF(s) ds = c_1 \quad (c_1 \text{ 是常数}).$$

令  $\xi^*(t) = \xi(t) - \frac{c_1}{m}$ , 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} \xi^*(t-s) TF(s) ds = 0.$$

亦即  $\xi^* * TF = 0$ . 由引理 4.1,  $TF \in L_1$  的 Fourier 变换不为 0, 因而由引理 4.2 推知, 对  $L_1$  的任意函数  $v(t)$ ,  $\xi^* * v = 0$ . 特别, 若令  $v(s) = 1$  (在  $(t-b, t-a)$  上),  $v(s) = 0$  (其他) ( $b > a$ ), 则

$$\int_a^b \xi^*(t) dt = 0.$$

因为  $a, b$  是任意的, 所以几乎处处  $\xi^*(t) = 0$ . 又因  $\xi(t)$  为连续, 所以  $\xi(t) = \frac{c_1}{m}$ .

**定理 4.2** 令  $\xi(t)$  为 (4.1) 的有界的解, 并设  $F = F_1 + F_2$ , 此处  $F_1$  为绝对连续,  $F_2$  的总变差  $\lambda$  小于 1. 若  $\lim_{t \rightarrow +\infty} g(t) = 0$ , 则  $\lim_{t \rightarrow +\infty} \xi(t)$  和  $\lim_{t \rightarrow -\infty} \xi(t)$  存在. 若  $\lim_{t \rightarrow +\infty} \xi(t) = 0$ , 则  $\lim_{t \rightarrow -\infty} \xi(t) = \phi_0(g_1)/m$ .

**证明** 由  $\xi(t)$  作  $\xi_1(t)$ , 并如 (4.15) 那样, 考虑

$$\eta(t) = \xi_1(t) - \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma(t) \quad \left( g_1(t) = \int_{-\infty}^t g(s) ds \right).$$

于是

$$\lim_{|t| \rightarrow +\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \eta(t-s) TF(s) ds = 0. \quad (4.18)$$

因为由 (4.16),  $\eta * TF$  等于  $-Tg_1 + \frac{\phi_0(g_1)}{m} T \left( \int_{-\infty}^t TF(s) ds \right)$ , 并从 (4.8) 和 (4.9) 可知  $Tg_1 \rightarrow 0$  ( $|t| \rightarrow \infty$ ),  $T \left( \int_{-\infty}^t TF(s) ds \right) \rightarrow 0$  ( $|t| \rightarrow$



$\infty$ ), 所以  $\eta * TF \rightarrow 0$ . 这就得到了 (4.18). 因为 (4.18) 成立, 所以对  $L_1$  的任意函数  $v(t)$ , 可得

$$\lim_{|t| \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} \eta(t-s) v(s) ds = 0. \quad (4.19)$$

而此式从证明引理 4.2 时用到的 Wiener 定理立刻看出. 在 (4.19) 中适当地选择  $v(s)$ , 使得

$$\int_t^{t+\xi} \eta(u) du \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow \infty). \quad (4.20)$$

现在, 假设已经得到

$$\lim_{|t| \rightarrow \infty, u \rightarrow 0} |\eta(t+u) - \eta(t)| = 0. \quad (4.21)$$

于是, 对任意的  $\varepsilon > 0$ , 存在  $T, \delta$ , 使得当  $t > T$  及  $|u| < \delta$  时, 有

$$|\eta(t+u) - \eta(t)| < \varepsilon. \quad (4.22)$$

所以当  $t > T, 0 < |\xi| < \delta$  时, 使得

$$\left| \frac{1}{\xi} \int_0^\xi \{ \eta(t+u) - \eta(t) \} du \right| < \varepsilon.$$

取  $\xi$  使  $0 < |\xi| < \delta$ , 并令  $t \rightarrow \infty$ , 则由 (4.20) 推出

$$\frac{1}{\xi} \int_0^\xi \eta(t+u) du \rightarrow 0. \quad \text{故由上式推出}$$

$$\limsup_{t \rightarrow \infty} |\eta(t)| \leq \varepsilon.$$

因为  $\varepsilon$  是任意的, 所以  $\lim_{t \rightarrow \infty} \eta(t) = 0$ . 同样得到  $\lim_{t \rightarrow -\infty} \eta(t) = 0$ . 于是

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \xi_1(t) = \frac{\phi_0(g_1)}{m}, \quad \lim_{t \rightarrow -\infty} \xi_1(t) = 0. \quad (4.23)$$

但从  $\xi_1(t)$  的构造看出,  $\xi_1(t) = \xi(t) - \frac{c}{m}$ , 因而  $\lim_{t \rightarrow \infty} \xi(t)$  存在. 若  $\xi(t) \rightarrow 0 \quad (t \rightarrow -\infty)$ , 则  $c=0$ . 故从 (4.23) 的左边得出

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \xi(t) = \frac{\phi_0(g_1)}{m},$$

这就是我们定理的结论. 因此若能验证 (4.21) 成立, 则证明完毕。

从(4.1)

$$\begin{aligned}\xi(t) &= g(t) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dF(s) \\ &= g(t) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dF_1(s) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dF_2(s) \\ &= g(t) + \xi * F_1(t) + \xi * F_2(t).\end{aligned}\quad (4.24)$$

把(4.24)最后一行代入第二行的 $\xi$ ,使得

$$\begin{aligned}\xi(t) &= g(t) + \left[ \int_{-\infty}^{\infty} g(t-s) dF_1(s) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi * F_1(t-s) dF_1(s) \right. \\ &\quad \left. + \int_{-\infty}^{\infty} \xi * F_2(t-s) dF_1(s) \right] + \left[ \int_{-\infty}^{\infty} g(t-s) dF_2(s) \right. \\ &\quad \left. + \int_{-\infty}^{\infty} \xi * F_1(t-s) dF_2(s) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi * F_2(t-s) dF_2(s) \right] \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} g(t-s) dK_1(s) + \xi * F_1 * F_1(t) + \xi * F_2 * F_1(t) \\ &\quad + \xi * F_1 * F_2(t) + \xi * F_2 * F_2(t) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} g(t-s) dK_1(s) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dK_2(s) \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dK_3(s),\end{aligned}$$

此处  $K_1(t) = \sigma(t) + F_1(t) + F_2(t)$ ,  $K_2 = F_1 * F_1 + 2 \cdot F_2 * F_1$ ,  $K_3 = F_2 * F_2$ , 而且  $K_2$  为绝对连续, 再把(4.24)的右边代入上式右边的 $\xi$ , 重复这种操作  $n-3$  次, 使得

$$\begin{aligned}\xi(t) &= \int_{-\infty}^{\infty} g(t-s) dK_{1n}(s) + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dK_{2n}(s) \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dK_{3n}(s),\end{aligned}\quad (4.25)$$

此处  $K_{1n}(s)$  是有界变分函数,  $K_{2n}(s)$  为绝对连续,  $K_{3n}(s)$  是  $\underbrace{F_2 * F_2 * \dots * F_2}_n$ .

因为  $g(t) \rightarrow 0 (|t| \rightarrow \infty)$ , 所以

$$\int_{-\infty}^{\infty} g(t-s) dK_{1n}(s) > 0 \quad (|t| \rightarrow \infty), \quad (4.26)$$

又因  $F_2(t)$  为非降函数, 并且不失普遍性可以假设  $F(-\infty) = F_1(-\infty) = F_2(-\infty) = 0$ , 所以  $F_2(x) \leq \lambda$ , 故

$$F_2 * F_2 \leq \lambda \int_{-\infty}^{\infty} dF_2(s) \leq \lambda^2,$$

因而  $F_2 * F_2$  的总变差不大于  $\lambda^2$ . 同样  $K_{2n}$  的总变差也不超过  $\lambda^n$ . 于是

$$\left| \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dK_{2n}(s) \right| \leq c_1 \int_{-\infty}^{\infty} dK_{2n}(s) \leq c_1 \lambda^n, \quad (4.27)$$

此处  $c_1 = \sup |\xi(s)|$ . 又

$$\begin{aligned} & \left| \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t+u-s) dK_{2n}(s) - \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) dK_{2n}(s) \right| \\ &= \left| \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) K'_{2n}(s+u) ds - \int_{-\infty}^{\infty} \xi(t-s) K'_{2n}(s) ds \right| \\ &\leq \int_{-\infty}^{\infty} |\xi(t-s)| |K'_{2n}(s+u) - K'_{2n}(s)| ds \\ &\leq c_1 \int_{-\infty}^{\infty} |K'_{2n}(s+u) - K'_{2n}(s)| ds. \end{aligned}$$

当  $u \rightarrow 0$  时, 此式右方趋于 0. 把此式及 (4.26) 与 (4.27) 代入 (4.25), 使得

$$\limsup_{|t| \rightarrow \infty, u \rightarrow 0} |\xi(t+u) - \xi(t)| \leq 2c_1 \lambda^n.$$

由于  $0 < \lambda < 1$ , 可取  $n$  足够大, 使得上式右边任意小. 因此

$$\lim_{|t| \rightarrow \infty, u \rightarrow 0} \{\xi(t+u) - \xi(t)\} = 0.$$

由此立刻得到  $\eta(t+u) - \eta(t) \rightarrow 0$  ( $|t| \rightarrow \infty, u \rightarrow 0$ ). 证毕

**系 4.1** 若 (4.1) 的有界的解  $\xi(t)$  存在, 并且 (4.15) 的  $\eta(t)$  对  $t \geq 0, t < 0$  为一致连续, 则

$$\lim_{|t| \rightarrow \infty} \eta(t) = 0.$$

**证明** 由于  $\eta(t)$  满足 (4.21), 所以由定理 4.2 的证明立即得知此引理成立.

其次, 我们考虑方程 (4.1) 的解存在的充分条件. 下面令  $F(t)$  为绝对连续, 并设

$$F(t) = \int_{-\infty}^t f(u) du. \quad (4.28)$$

**定理 4.3** 令  $f(t) \in L_1, L_2$ , 并令  $g(t)$  为有界, 又设

$$\int_{-\infty}^{\infty} |t|^2 f(t) dt < \infty, \quad \int_{-\infty}^{\infty} |t| |g(t)| dt < \infty.$$

则 (4.1) 有有界的解  $\xi(t)$ .

**証明** 令

$$h^*(\theta) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\theta t} h(t) dt \quad \text{或} \quad \text{l.i.m.}_{A \rightarrow \infty} \int_{-A}^A e^{i\theta t} h(t) dt$$

表示  $L_1$  或  $L_2$  的函数  $h(t)$  的 Fourier 变换. 取  $g_1$  同前, 考虑

$$\frac{g^*(\theta) - (TF)^*(\theta) [\phi_0(\theta_1) - m]}{1 - f^*(\theta)}. \quad (4.29)$$

往证这是  $L_2$  的函数  $w(t)$  的 Fourier 变换  $w^*(\theta)$ .

由 Riemann-Lebesgue 定理知  $f^*(\theta) \rightarrow 0 (|\theta| \rightarrow \infty)$ , 又因  $F(t)$  为绝对连续并不是格子型, 所以它的 Fourier 变换在  $\theta \neq 0$  上小于 1. 故 (4.29) 在  $\theta \neq 0$  上有意义. 又  $(1 - f^*(\theta))^{-1}$  在  $|\theta| \geq \alpha > 0$  上为有界, 此处  $\alpha$  是任意给定的正数.

$TF \in L_1$  (这由  $\int |t| f(t) dt < \infty$  可以看出), 并由定义知道它为有界, 所以  $TF \in L_2$ . 因此,  $(TF)^*(\theta) \in L_2$ . 同样  $g^*(\theta)$  也属于  $L_2$ . 因而 (4.29) 在  $|\theta| \geq \alpha > 0$  上属于  $L_2$ .

其次, 令  $\int_{-\infty}^t h(u) du = H(t)$ , 便有

$$\begin{aligned} (TH)^*(\theta) &= - \int_{-\infty}^0 e^{i\theta t} \left( \int_{-\infty}^t h(u) du \right) dt + \int_0^{\infty} e^{i\theta t} \left( \int_t^{\infty} h(u) du \right) dt \\ &= \frac{1}{i\theta} \left[ - \int_{-\infty}^{\infty} h(t) dt + \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\theta t} h(t) dt \right] \\ &= \frac{1}{i\theta} \left[ - \int_{-\infty}^{\infty} h(t) dt + h^*(\theta) \right]. \end{aligned}$$

因此

$$1 - f^*(\theta) = i\theta (TF)^*(\theta).$$

又因已有  $\int_{-\infty}^t g(u) du = g_1(t)$ , 所以

$$\begin{aligned} g^*(\theta) &= i\theta (Tg_1)^* + \int_{-\infty}^{\infty} g(t) dt, \\ (TF)^*(\theta) [\phi_0(g_1)/m] \\ &= \left[ i\theta (T^2F)^*(\theta) + \int_{-\infty}^{\infty} TF(t) dt \right] \phi_0(g_1)/m \text{ ①}. \end{aligned}$$

又有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} TF(t) dt \phi_0(g_1)/m &= \int_{-\infty}^{\infty} t f(t) dt \int_{-\infty}^{\infty} g(t) dt / m \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} g(t) dt. \end{aligned}$$

把上列各式代入 (4.29) 便得

$$\frac{- (Tg_1)^*(\theta) + (T^2F)^*(\theta) \phi_0(g_1)/m}{(TF)^*(\theta)}. \quad (4.30)$$

由  $t^2f(t) \in L_1$  可知  $(T^2F)^*(\theta)$  是  $\theta$  的連續函数。同样由  $tg(t) \in L_1$  可知  $(Tg_1)^*(\theta)$  是  $\theta$  的連續函数。由于  $(TF)^*(0) = \int_{-\infty}^{\infty} t f(t) dt = m > 0$ , 所以 (4.30) 的分母在  $\theta = 0$  的邻域上連續并且为正。

由此可知, (4.29) 是  $L_2$  的函数。令其 Fourier 逆变换为  $w(t) (\in L_2)$ , 便有

$$w^*(\theta) = \frac{g^*(\theta) - (TF)^*(\theta) [\phi_0(g_1)/m]}{1 - f^*(\theta)}. \quad (4.31)$$

由此推出

$$w^*(\theta) - w^*(\theta) f^*(\theta) = g^*(\theta) - (TF)^*(\theta) \frac{\phi_0(g_1)}{m}.$$

因此  $w^*(\theta) f^*(\theta)$  是  $w * F$  的 Fourier 变换, 所以

$$w(t) - \int_{-\infty}^{\infty} w(t-s) f(s) ds = g(t) - (TF)(t) \frac{\phi_0(g_1)}{m}, \quad (4.32)$$

---

①  $T \left( \int_{-\infty}^t TF(s) ds \right)$  簡記为  $T^2F$ .

此式对几乎所有的  $t$  成立。由  $w \in L_2$  和  $f \in L_2$ , 可知  $w * F$  为有界而且连续。我们还可以适当地改变  $w(t)$  在  $I$  的零测集上的值, 使得 (4.32) 对所有的  $t$  成立。这样一来,  $w(t)$  就为有界 (因为右边也为有界)。令

$$\xi(t) = w(t) + \frac{\phi_0(g_1)}{m} \sigma(t),$$

而这就是欲求的解。

証毕

## §5 循环定理

我們已經看到 §3 中的  $U(t+h) - U(t) = \xi(t)$  是下列方程的解:

$$\xi(t) = \int_0^t \xi(t-s) dF(s) = g(t), \quad (5.1)$$

此处  $g(t) = \int_t^{t+h} dF(s)$ 。由于  $F(x)$  是分布函数, 所以

$$\lim_{t \rightarrow \infty} g(t) = 0. \quad (5.2)$$

令  $F(t) = 0$  ( $t < 0$ ), 则  $g(t) \rightarrow 0$  ( $t \rightarrow -\infty$ ) 也成立。 $\xi(t)$  显然是对  $t \geq 0$  定义的, 但可定义  $\xi(t) = 0$  ( $t < 0$ ), 显然  $\xi(t) \geq 0$ 。

在 (5.1) 的场合, 积分方程的界限是  $(0, t)$  并为有限, 所以在定理 4.2 中, 当  $\xi(t) \geq 0$  时, 就不需要有界性的假定<sup>①</sup>, 而若解  $\xi(t) \geq 0$  存在, 则它是唯一的。而且  $\lim_{t \rightarrow \infty} \xi(t)$  存在, 它的极限值为  $\phi_0(g_1)/m$ 。

① 利用定理 4.2 的记号。由于  $\xi(t) \geq 0$ , 对某个常数  $c \geq 0$ ,  $\eta(t) \geq -c$ 。不失普遍性假设  $\eta(t) \geq 0$ , 可知  $\int_{-\infty}^{\infty} \eta(t-s) TF(s) ds$  为有界, 并且存在  $a, b, A (A > 0)$ , 使  $TF(s) > A$ ,  $a \leq s \leq b$ , 由此推出  $\int_{-\infty}^{\infty} \eta(t-s) TF(s) ds \geq A \int_{t-b}^{t-a} \eta(s) ds$ , 于是对任意的  $r$ ,  $\int_t^{t+1} \eta(s) ds$  为有界 (留意当  $s < 0$  时  $TF(s) = 0$ )。由于  $TF(s)$  为绝对连续,  $\sum_{k=1}^{\infty} \max_{k \leq s \leq k+1} TF(s) < M$  (常数) 以及  $(TF)^*(s) \neq 0$ , 所以能够应用 Wiener 的 Tauber 型定理。这就是说, 在这些条件下,  $\int_{-\infty}^{\infty} \eta(t-s) v(s) ds \rightarrow 0$  对任意的  $v \in L$  成立。

$$\begin{aligned}
\phi_0(g_1) &= \int_{-\infty}^{\infty} d\left(\int_{-\infty}^t g(u) du\right) = \int_{-\infty}^{\infty} g(t) dt \\
&= \lim_{A \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^A g(t) dt = \lim_{A \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^A (F(t+h) - F(t)) dt \\
&= \lim_{A \rightarrow \infty} \int_A^{A+h} F(u) du = h.
\end{aligned}$$

于是  $\lim_{t \rightarrow \infty} \xi(t) = h$  ①.

用已述的平均函数  $U(t)$  的语言来表达, 我们有下列的

### 定理 5.1

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \{U(t+h) - U(t)\} = \frac{h}{m}. \quad (5.3)$$

## § 6 随着辈分不同而不同的寿命分布的场合

令  $X_1, X_2, \dots$  为独立随机变数, 并设  $X_i \geq 0$ . 如前面一样, 考虑满足下列关系的  $n$  的个数

$$x \leq X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq x+h, \quad (6.1)$$

但此时所讨论的是  $X_i$  的分布依赖于  $i$  的场合。

例如, 考虑到达货车调车场的列车, 令第 1 列车中开往某一方向的货车数为  $X_1$ , 第 2 列车中开往同一方向的货车数为  $X_2, \dots$ . 由于到达列车的发站不同, 因而由货车调车场开往特定方向的货车数的分布 (考虑每天每天各列车中的货车数的频数) 是不相同的. 可是, 这时若令一天所到达的列车数为  $l$ , 则  $X_i$  和  $X_{i+l}$  具有相同分布. 当  $x=0$  时, (6.1) 的  $n$  是使开往特定方向的货车数达到  $h$  辆的到站列车数。

关于满足 (6.1) 的  $n$  的个数  $N$  的分布, Cox-Smith [1] 讨论了定理 5.1 的结论成立的条件. 但是, 对上述货车例子的情形, (5.3) 不成立. 因此, 我们不考虑 (5.3), 亦即不考虑

① 对于 (5.1) 的  $\xi(t)$ , 容易证明: 相应于 (4.21) 的条件是不必要的。

$$\sum_{n=1}^{\infty} P(t < S_n \leq t+h) \rightarrow \frac{h}{m} \quad (t \rightarrow \infty), \quad S_n = \sum_{i=1}^n X_i,$$

而考虑①

$$\frac{1}{T} \int_0^T \sum_{n=1}^{\infty} P(t < S_n \leq t+h) dt \rightarrow \frac{h}{m} \quad (T \rightarrow \infty). \quad (6.2)$$

**定理 6.1** 令  $\{X_i\}$  为独立随机变数序列, 并设  $X_i \geq 0$ ,  $EX_i = m_i > 0$ . 又令  $F_i(x)$  为  $X_i$  的分布函数, 并设

$$\lim_{A \rightarrow \infty} \int_A^{\infty} x dF_i(x) = 0 \quad (6.3)$$

对  $i$  一致地成立。更设

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n m_i = m > 0. \quad (6.4)$$

于是(6.2)成立。

为了证明这个定理, 先证下列的

**引理 6.1** 在定理 6.1 的假设下, 令

$$\varphi_n(s) = \int_0^{\infty} e^{-sx} d\sigma_n(x),$$

此处  $\sigma_n(x)$  是  $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$  的分布函数, 于是

$$\lim_{s \rightarrow 0} s \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) = \frac{1}{m}. \quad (6.5)$$

**证明** 从(6.3)可以找到不依赖于  $i$  的常数  $C_1$ , 使得

$$\int_0^{\infty} x dF_i(x) \leq C_1.$$

现在令

$$f_i(s) = \int_0^{\infty} e^{-sx} dF_i(x), \quad s \geq 0. \quad (6.6)$$

对任意给定的正数  $\varepsilon$ , 取不依赖于  $i$  的常数  $A$ , 使

$$\int_A^{\infty} x dF_i(x) < \varepsilon \quad (i=1, 2, \dots). \quad (6.7)$$

对这个  $A$ , 取  $\varepsilon_1$  足够小, 使得

① 参看 T. Kawata (河田龍夫) [1]。



$$|1 - e^{-sA}| < \varepsilon, \quad 0 \leq s \leq s_1. \quad (6.8)$$

这样一来,

$$\begin{aligned} f_i(s) &= f_i(0) + sf'_i(\theta s), \quad 0 \leq \theta \leq 1, \\ &= f_i(0) + sf'_i(0) + s[f'_i(\theta s) - f'_i(0)], \end{aligned} \quad (6.9)$$

$$\begin{aligned} |f'_i(\theta s) - f'_i(0)| &= \left| \left( \int_A^\infty + \int_0^1 \right) (e^{-\theta s x} - 1) x dF_i(x) \right| \\ &\leq \int_A^\infty x dF_i(x) + \int_0^1 (1 - e^{-sA}) x dF_i(x) \\ &< \varepsilon + \varepsilon \int_0^1 x dF_i(x) < \varepsilon(1 + O_1). \end{aligned}$$

故由(6.9)看出,若令

$$f_i(s) = 1 + sm_i + s\eta_i \quad (6.10)$$

( $f_i(0) = 1$ ), 则对满足  $0 \leq s \leq s_1$  的  $s$ , 有

$$|\eta_i| < \varepsilon(1 + O_1), \quad (6.11)$$

而此式对  $i$  一致地成立。于是令

$$\begin{aligned} \log f_i(s) &= \log(1 + sm_i + s\eta_i) \\ &= -sm_i + s\eta_i - \frac{s^2}{2}(m_i - \eta_i)^2 + \cdots \\ &= -sm_i + s\xi_i, \end{aligned}$$

便可取足够小的正数  $s_2$ , 使得在  $0 \leq s \leq s_2$  上, 对  $i$  一致地有

$$|\xi_i| < \varepsilon. \quad (6.12)$$

此事实由  $m_i$  为一致有界性立刻推出。

现在, 由于  $\varphi_n(s)$  是  $S_n$  的分布的 Laplace 变换, 以及  $X_i$  为独立, 所以

$$\varphi_n(s) = \prod_{i=1}^n f_i(s) = \exp\left(-s \sum_{i=1}^n (m_i + \xi_i)\right) = e^{-sn(m + \delta_n + \zeta_n)},$$

此处令

$$\sum_{i=1}^n m_i = nm + n\delta_n, \quad \sum_{i=1}^n \xi_i = n\zeta_n.$$

由(6.4), 可以找到常数  $N_0$ , 使得当  $n > N_0$  时,

$$|\delta_n| < \varepsilon.$$

又由 (6.12), 在  $0 \leq s \leq s_2$  上有  $|\zeta_n| \leq \varepsilon$ , 故

$$\begin{aligned} \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) &= \sum_{n=1}^{\infty} \exp(-ns(m + \delta_n + \zeta_n)), \\ s \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) &= s \sum_{n=1}^{N_0} \varphi_n(s) + s \sum_{n=N_0+1}^{\infty} \varphi_n(s) \\ &\leq sN_0 + s \sum_{n=N_0+1}^{\infty} e^{-n\gamma(m-2\varepsilon)} \\ &\leq sN_0 + \frac{s e^{-\gamma(N_0+1)(m-2\varepsilon)}}{1 - e^{-\gamma(m-2\varepsilon)}}. \end{aligned}$$

因此

$$\limsup_{s \rightarrow 0} s \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) \leq \frac{1}{m-2\varepsilon},$$

由于  $\varepsilon$  是任意的正数, 所以

$$\limsup_{s \rightarrow 0} s \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) \leq \frac{1}{m}. \quad (6.13)$$

另一方面

$$\begin{aligned} s \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) &\geq s \sum_{n=N_0+1}^{\infty} \varphi_n(s) \\ &\geq s \sum_{n=N_0+1}^{\infty} e^{-n\gamma(m+2\varepsilon)} \\ &\geq \frac{s}{1 - e^{-\gamma(m+2\varepsilon)}} = s(N_0+1), \end{aligned}$$

因此

$$\liminf_{s \rightarrow 0} s \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s) \geq \frac{1}{m}.$$

从上式与 (6.13) 立即得到 (6.5)。

**引理 6.2** 令  $f(t) \geq 0$ , 若  $\int_0^{\infty} e^{-st} f(t) dt$  在  $s > 0$  上存在, 并对某个  $\gamma > 0$ ,

$$\int_0^{\infty} e^{-st} f(t) dt \sim \frac{A}{s^\gamma} \quad (s \rightarrow 0),$$

则

$$\int_0^t f(u) du \sim \frac{At^\gamma}{\Gamma(\gamma+1)} \quad (t \rightarrow \infty).$$

这是众所周知的 Laplace 变换的一个性质, 証明从略。

作了以上的准备, 我們来証明定理 6.1。

**定理 6.1 的証明** 令  $G_N(t) = \sum_{n=1}^N P(t, S_n \leq t+h)$ , 并作

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} dG_N(t) = \sum_{n=1}^N \left( \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} d\sigma_n(t+h) - \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} d\sigma_n(t) \right).$$

上式左边的积分范围实际上是  $(-h, \infty)$ 。这里, 当  $-h \leq t < 0$  时,

把  $G_N(t)$  看作  $G_N(t) = \sum_{n=1}^N P(S_n \leq t+h)$ , 使得

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} dG_N(t) &= \sum_{n=1}^N \left( \int_{-h}^{\infty} e^{-st} d\sigma_n(t+h) - \int_0^{\infty} e^{-st} d\sigma_n(t) \right) \\ &= \sum_{n=1}^N (e^{sh} - 1) \int_0^{\infty} e^{-st} d\sigma_n(t) \\ &= (e^{sh} - 1) \sum_{n=1}^N \varphi_n(s). \end{aligned} \quad (6.14)$$

同样, 若令

$$H_N(t) = \sum_{n=1}^N P(S_n \leq t),$$

则

$$\int_0^{\infty} e^{-st} dH_N(t) = \sum_{n=1}^N \int_0^{\infty} e^{-st} d\sigma_n(t) = \sum_{n=1}^N \varphi_n(s). \quad (6.15)$$

由分部积分得

$$\int_0^{\infty} e^{-st} dH_N(t) = -H_N(0) + s \int_0^{\infty} e^{-st} H_N(t) dt.$$

$H_N(t)$  是单调增函数的非降序列。又从引理 6.1 的証明可知,

$\sum_1^{\infty} \varphi_n(s)$  收敛 ( $s > 0$ ), 因而  $H_N(t)$  的极限存在, 即  $H_N(t) \rightarrow H(t)$ ,

而且  $H(t)$  是非降函数, 并有

$$\begin{aligned} \lim_{N \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} dH_N(t) &= s \int_0^{\infty} e^{-st} H(t) dt - H(0) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} dH(t), \end{aligned} \quad (6.16)$$

此处我們假定了  $H_N(t) = 0, t < 0$ 。上式最后的等式是这样求得

的: 从  $\int_0^\infty e^{-st} H(t) dt$  的存在可以証明  $H(t) = o(e^{st}) (t \rightarrow \infty)$  成立<sup>①</sup>, 因此可利用分部积分求出最后的等式。由于

$$H(t+h) - H(t) = G(t) = \sum_{n=1}^{\infty} P(t \leq S_n \leq t+h),$$

所以利用 (6.16) 使得

$$s \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} G(t) dt = \lim_{N \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-st} dG_N(t)$$

$$\text{由 (6.14)} \quad = (e^{sh} - 1) \sum_{n=1}^{\infty} \varphi_n(s).$$

由引理 6.1 可知, 上式右边当  $s \rightarrow 0$  时收敛于  $\frac{h}{m}$ , 而在左边中

$$s \int_{-\infty}^0 e^{-st} G(t) dt = s \int_{-h}^0 e^{-st} G(t) dt \rightarrow 0 \quad (s \rightarrow 0),$$

所以

$$\int_0^\infty e^{-st} G(t) dt \sim \frac{h}{ms} \quad (s \rightarrow 0).$$

于是由引理 6.2 得到

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T G(t) dt = \frac{h}{m}. \quad \text{証毕}$$

① 根据著者: Fourier 变换与 Laplace 变换 (本讲座第 5 卷), p. 83 (即本从书中錢端壮译《富里哀变换和拉普拉斯变换》, 90~91 页——译者注),  $\int_0^t H(t) dt = o(e^{st})$ , 而  $H(t)$  为单調, 由此可得  $H(t) = o(e^{st})$ .

$$\begin{aligned} H(t) &\leq \frac{1}{t} \int_t^{2t} H(u) du \\ &\leq \frac{1}{t} o(e^{2\sigma t}). \end{aligned}$$

由于  $\sigma$  是任意的正数, 所以  $H(t) = o(e^{st})$ .

## 第2章 平稳随机过程

第3章以后,我们将讨论预报问题和噪声问题。处理这些问题的随机过程,通常是平稳随机过程。平稳过程在本讲座第6卷伊藤清著“确率过程”<sup>①</sup>中已有讨论,这里不妨作一些必要的重复,以便于下面问题的讨论。平稳过程的应用,除了预报和噪声等问题以外,还是相当广泛的。

### §7 平稳过程

令  $X(t)$  ( $-\infty < t < \infty$ ) 为随机过程。这就是依赖于  $t$  的随机变数,本来应记为  $X(t, \omega)$ , 这里省掉了  $\omega$ , 而  $\omega$  是概率空间的元素。

如果对  $t$  的任意有限集合  $t_1, t_2, \dots, t_n$ ,

$$X(t_1), X(t_2), \dots, X(t_n) \quad (7.1)$$

的联合分布与

$$X(t_1+u), X(t_2+u), \dots, X(t_n+u) \quad (7.2)$$

的联合分布相等, 此处  $u$  为任意值, 则称  $X(t)$  为严格平稳随机过程, 或简称为严格平稳过程。

又若  $E|X(t)|^2 < \infty$ ,

$$EX(t) = c \quad (c \text{ 是常数}), \quad (7.3)$$

而且

$$E X(t+u) \overline{X(t)} = \rho(u) \quad (7.4)$$

是只依赖于  $u$  的函数, 则称  $X(t)$  为宽平稳随机过程或简称为宽平稳过程。这时  $\rho(-u) = \overline{\rho(u)}$ 。

<sup>①</sup> 即本从书中刘璋温译“随机过程”。——译者注

对严格平稳过程  $X(t)$ , 如果  $E|X(t)|^2 < \infty$ , 则它显然是宽平稳过程: 因为  $X(t)$  和  $X(t+u)$  都遵循相同分布 (在 (7.1) 和 (7.2) 中令  $n=1$ ), 所以  $EX(t)$  不依赖于  $t$ ; 又因  $(X(t_1), X(t_1+u))$  的联合分布与  $(X(t_2), X(t_2+u))$  的联合分布相等 (因为后者等于  $(X(t_1+(t_2-t_1)), X(t_1+u+(t_2-t_1)))$ ), 所以 (7.4) 成立。

对于  $X(t)$ ,  $t=0, 1, 2, \dots$ , 或者  $t=\dots, -1, 0, 1, \dots$ , 即对于  $t$  取整数值的所谓具有离散参数的随机过程, 其定义与上述相同。为了区别于这种随机过程, 上述的随机过程叫做具有连续参数的随机过程。

举一简单例子。设

$$X(t) = \sin 2\pi t\alpha, \quad t=1, 2, \dots, \quad (7.5)$$

此处  $\alpha$  为遵循  $(0, 1)$  上一致分布 (矩形分布) <sup>①</sup> 的随机变数。

亦即

$$P(\alpha \leq x) = \begin{cases} 0 & (x \leq 0), \\ x & (0 < x < 1), \\ 1 & (1 \leq x). \end{cases} \quad (7.6)$$

于是

$$\begin{aligned} EX(t) &= \int_0^1 \sin 2\pi tx \, dx = -\left[ \frac{\cos 2\pi tx}{2\pi t} \right]_0^1 = 0, \\ EX(t)X(s) &= \int_0^1 \sin 2\pi tx \sin 2\pi sx \, dx = \frac{1}{2} \delta_{s,t}, \end{aligned}$$

此处  $\delta_{s,t} = 1 (s=t)$ ,  $\delta_{s,t} = 0 (s \neq t)$ 。这表明这个过程只依赖于  $s-t$ , 故  $X(t)$  是宽平稳过程。

考虑具有连续参数的平稳随机过程  $X(t)$ ,

$$EX(t+u)\overline{X(t)} = \rho(u)$$

是只依赖于  $u$  的函数, 而

$$EX(t+u)\overline{X(t)} / (E|X(t)|^2) = r(u) \quad (7.7)$$

① 也称为均匀分布。——译者注

叫做  $X(t)$  的自相关函数。若  $E|X(t)|^2=1$ , 则协方差函数  $\rho(u)$  等于  $r(u)$ 。若

$$E|X(t+u)-X(t)|^2 \rightarrow 0 \quad (u \rightarrow 0),$$

则称  $X(t)$  在  $t$  上均方连续。若  $X(t)$  是宽平稳过程, 则

$$\begin{aligned} E|X(t+u)-X(t)|^2 &= E\{X(t+u)-X(t)\} \{X(t+u)-X(t)\} \\ &= E|X(t+u)|^2 + E|X(t)|^2 \\ &\quad - E X(t+u) \overline{X(t)} - E X(t) \overline{X(t+u)} \\ &= 2\sigma^2 - \rho(u) - \overline{\rho(u)}, \end{aligned} \quad (7.8)$$

此处  $\sigma^2 = E|X(t)|^2$  不依赖于  $t$ , 而  $\rho(u)$  是协方差函数, 也不依赖于  $t$ , 故

在  $t$  的一个值上均方连续的宽平稳过程在  $t$  的所有的值上均方连续。(均方连续的宽平稳过程简称为连续宽平稳过程)

**定理 7.1** 宽平稳过程为均方连续的必要与充分条件是协方差函数  $\rho(u)$  在  $u=0$  处为连续。

**证明** 从 (7.8) 推出

$$\begin{aligned} E|X(t+u)-X(t)|^2 &= 2\rho(0) - \rho(u) - \overline{\rho(u)} \\ &= 2\Re(\rho(0) - \rho(u)). \end{aligned}$$

故若  $\rho(u)$  在  $u=0$  处连续, 则  $X(t)$  均方连续。又从

$$\begin{aligned} |\rho(u) - \rho(0)| &= |EX(t+u)\overline{X(t)} - EX(t)\overline{X(t)}| \\ &\leq E|X(t+u)-X(t)| |X(t)| \\ &\leq (E|X(t+u)-X(t)|^2)^{\frac{1}{2}} (E|X(t)|^2)^{\frac{1}{2}} \end{aligned}$$

可以看出, 对于均方连续的宽平稳过程,  $\rho(u)$  在  $u=0$  处为连续。 证毕

对宽平稳过程, 若  $\rho(u)$  在  $u=0$  处为连续, 则  $\rho(u)$  对所有的  $u$  为连续。因为

$$\begin{aligned}
|\rho(u+v) - \rho(u)| &= |\mathbb{E}X(u+v)\overline{X(0)} - \mathbb{E}X(u)\overline{X(0)}| \\
&\leq (\mathbb{E}|X(u+v) - X(u)|^2)^{\frac{1}{2}} (\mathbb{E}|X(0)|^2)^{\frac{1}{2}} \\
&= \rho^{\frac{1}{2}}(0) |2\Re(\rho(0) - \rho(u))|^{\frac{1}{2}}.
\end{aligned}$$

## §8 正交过程

令  $X(t)$  为具有连续参数的随机过程, 并设  $\mathbb{E}|X(t)|^2 < \infty$  ( $-\infty < t < \infty$ ). 若对任意的  $s_1 < t_1 < s_2 < t_2$  有

$$\mathbb{E}\{X(t_2) - X(s_2)\}\overline{\{X(t_1) - X(s_1)\}} = 0, \quad (8.1)$$

则称  $X(t)$  为**正交过程**①。若  $X(t)$  是正交过程, 则存在有界非降函数  $F(t)$ , 使得

$$\mathbb{E}|X(t) - X(s)|^2 = F(t) - F(s). \quad (8.2)$$

只须取任意的  $t_0$ , 并令

$$F(t) = \begin{cases} \mathbb{E}|X(t) - X(t_0)|^2 & (t \geq t_0), \\ -\mathbb{E}|X(t) - X(t_0)|^2 & (t < t_0) \end{cases}$$

即可。对于这样的  $F(t)$ , (8.2) 成立, 并且  $F(t)$  是非降函数。

当  $t' < t < t_0$  时

$$F(t') = \mathbb{E}|X(t') - X(t_0)|^2 = \mathbb{E}|X(t') - X(t) + X(t) - X(t_0)|^2$$

由(8.1)

$$\begin{aligned}
&= \mathbb{E}|X(t') - X(t)|^2 + \mathbb{E}|X(t) - X(t_0)|^2 \\
&\geq \mathbb{E}|X(t) - X(t_0)|^2 = F(t).
\end{aligned}$$

当  $t' > t_0 > t$  时, 由定义推出

$$F(t') \geq 0 \geq F(t).$$

当  $t_0 \geq t' > t$  时, 也得同样的结果, 于是  $F(t)$  是  $t$  的非降函数。

同样可证(8.2)成立。

① 一般称此过程为正交增量过程。——译者注



## §9 积分与谱函数

令  $X(t)$  为连续宽平稳过程, 并令  $K(t)$  为任意有限区间内的有界变分函数。这时我们来给出下列积分的定义:

$$\int_A^B X(t) dK(t), \quad \int_{-\infty}^{\infty} X(t) dK(t).$$

設

$$\Delta: A = t_0 < t_1 < \cdots < t_m = B, \quad (9.1)$$

又設

$$S_\Delta = \sum_{k=0}^{m-1} X(t_k) (K(t_{k+1}) - K(t_k)).$$

同样对  $[A, B]$  的另一分割

$$\Delta': A = t'_0 < t'_1 < \cdots < t'_n = B$$

作相应的  $S_{\Delta'}$ . 令  $\Delta_0$  为把  $\Delta$  和  $\Delta'$  凑在一起而形成的分割, 并設它的分点为  $\Delta = t_0^0, t_1^0, \cdots, t_N^0 = B$ . 容易看出

$$|S_\Delta - S_{\Delta'}|^2 = |S_\Delta|^2 + |S_{\Delta'}|^2 - S_\Delta \bar{S}_{\Delta'} - S_{\Delta'} \bar{S}_\Delta,$$

$$\begin{aligned} S_\Delta \bar{S}_{\Delta'} &= \sum_{j=0}^{N-1} \sum_{k=0}^{m-1} X(t_j) \overline{X(t'_k)} (K(t_{j+1}) - K(t_j)) (\overline{K(t'_{k+1})} - \overline{K(t'_k)}) \\ &= \sum_{i=0}^{N-1} \sum_{h=0}^{N-1} X(t_h^{0'}) \overline{X(t_i^{0''})} (K(t_{h+1}^0) - K(t_h^0)) (\overline{K(t'_{i+1}^0)} - \overline{K(t_i^0)}), \end{aligned}$$

此处  $t_h^{0'}$  是  $\Delta$  的分点  $t_i$ , 使  $t_i \leq t_h^0 < t_{i+1}^0$ . 对  $\Delta'$  的分点  $t_h^{0''}$  也是如此。从此推出

$$E S_\Delta \bar{S}_{\Delta'} = \sum_{i=0}^{N-1} \sum_{h=0}^{N-1} \rho(t_h^{0'} - t_i^{0''}) (K(t_{h+1}^0) - K(t_h^0)) (\overline{K(t'_{i+1}^0)} - \overline{K(t_i^0)}).$$

$\rho(u-v)$  作为  $u, v$  的函数是連續的, 因此令  $m \rightarrow \infty, n \rightarrow \infty$ , 并进一步細分  $\Delta, \Delta'$  的分点, 则上式的极限等于

$$\int_A^B \int_A^B \rho(u-v) dK(u) d\overline{K(v)}.$$

同样令  $m, n \rightarrow \infty$ , 并无限地細分  $\Delta, \Delta'$  的分点, 則得

$$\lim E S_\Delta \bar{S}_{\Delta'} = \int_A^B \int_A^B \rho(u-v) dK(u) d\overline{K(v)}.$$

特別, 令  $\Delta = \Delta'$  便得

$$\lim E|S_\Delta|^2 = \int_A \int_A \rho(u-v) dK(u) d\overline{K(v)}, \quad (9.2)$$

对  $\lim E|S_{\Delta'}|^2$  也是如此。故

$$\lim E|S_\Delta - S_{\Delta'}|^2 = 0,$$

( $\lim$  意味着  $m \rightarrow \infty, n \rightarrow \infty, \max |t_{j-1} - t_j| \rightarrow 0, \max |t'_{k+1} - t'_k| \rightarrow 0$ .)

故唯一地存在  $S$  (概率为 1 地), 使得

$$\lim E|S_\Delta - S|^2 = 0.$$

把这个  $S$  記为

$$S = \int_A X(t) dK(t). \quad (9.3)$$

更一般地, 令  $Y_\alpha, Y$  为随机变数, 并把  $E|Y_\alpha - Y|^2 \xrightarrow{(\alpha \rightarrow \infty)} 0$  記为  $\text{l.i.m.}_{\alpha \rightarrow \infty} Y_\alpha = Y$ , 則可以写成

$$\text{l.i.m.}_{\alpha \rightarrow \infty} S_\alpha = \int_A X(t) dK(t). \quad (9.4)$$

換句話說, 这样做可以使右边的积分恒有意义。若

$$\text{l.i.m.}_{\substack{A \rightarrow +\infty \\ B \rightarrow -\infty}} \int_A^B X(t) dK(t)$$

存在, 則記这个极限为

$$\int_{-\infty}^{\infty} X(t) dK(t).$$

**定理 9.1** 令  $X(t)$  为連續的寬平稳过程, 則它的协方差函数  $\rho(u)$  可以写成

$$\rho(u) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{iux} dF(x), \quad (9.5)$$

此处  $F(x)$  是非降函数, 并且  $F(+\infty) - F(-\infty) = \sigma^2$  ( $\sigma^2 = E|X(t)|^2$ ).

**証明** 現在, 令  $g(v)$  为任意連續函数, 但設  $g(u) = 0$  ( $|u| > A$ ).

因为  $\int_{-\infty}^t g(u) du = K(t)$  是有界变分函数, 所以可以定义

$$\int_{-A}^A X(t) dK(t).$$

若作这个积分所定义近似和  $S_A$ , 则由 (9.2) 推出

$$\int_{-A}^A \int_{-A}^A \rho(u-v) dK(u) d\overline{K}(v) = \lim_{A \rightarrow \infty} E |S_A|^2 \geq 0.$$

故

$$\int_{-A}^A \int_{-A}^A \rho(u-v) g(u) \overline{g}(v) du dv \geq 0.$$

因此利用关于正定函数的 Bochner 定理<sup>①</sup>, 就得到 (9.5) 的表达式。令  $u=0$  使得  $F(\infty) - F(-\infty) = \rho(0) = \sigma^2$ 。 证毕

(9.5) 里的  $F(x)$  叫做  $X(t)$  的谱函数。

反之, 若已给任意有界非降函数  $F(x)$ , 则可构造以 (9.5) 作为协方差函数的宽平稳过程。

这就是说, 令  $Z$  为以  $\frac{1}{\sigma^2} [F(x) - F(-\infty)]$  为其分布函数的随机变数, 此处令  $\sigma^2 = F(+\infty) - F(-\infty)$ , 又令  $Y$  为与  $Z$  独立的随机变数, 它的概率密度为

$$f(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\pi} & (0 \leq y < 2\pi), \\ 0 & (y < 0, y \geq 2\pi). \end{cases}$$

再令

$$X(t) = \sigma e^{i(1+Zt)}. \quad (9.6)$$

于是

$$\begin{aligned} E X(t) &= \sigma E(e^{iY+izt}) = \sigma E(e^{iY}) E(e^{izt}) \\ &= \sigma E(e^{izt}) \cdot \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} e^{iy} dy = 0. \end{aligned}$$

① 本讲席中河田郁大著: Fourier 变换と Laplace 变换, 即本丛书中钱端壮译《富里哀变换和拉普拉斯变换》。——译者注

$$\begin{aligned} EX(t+u)\overline{X(t)} &= \sigma^2 E(e^{i(Y+Z(t+u))} e^{-i(Y+Zt)}) \\ &= \sigma^2 E e^{iZu} = \int_{-\infty}^{\infty} e^{iux} dF(x). \end{aligned}$$

这表明  $X(t)$  是均值为 0, 协方差函数为 (9.5) 的宽平稳过程。

## § 10 过滤过程

今后的讨论需要由下列两个形式的积分所表达的随机过程:

$$\int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s), \quad (10.1)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \Phi(t-s) dY(s), \quad (10.2)$$

此处  $K(s)$  和  $\Phi(s)$  是复值函数,  $X(t)$  是宽平稳过程,  $Y(t)$  是正交过程。这些积分的定义必须给出, 但在此之前, 在本节中略述 (10.1) 的意义。(10.1) 叫做过滤过程。

在通信以及控制系统中, 重要的是从混加了杂乱性的输入信号中把必要的信号分离出来: 令  $f(t)$  为一般随着时间而变化的输入信息, 并令  $N(t)$  为随机的杂乱的输入。输入信号为  $X(t) = f(t) + N(t)$ , 而  $N(t)$  叫做干扰波或者噪声。我们的问题就是要从输入信号  $X(t)$  中把  $f(t)$  分离出来。这种操作要利用平滑化 (10.1)。因为通常  $N(t)$  的变化要比  $f(t)$  强烈, 分离  $f(t)$  就是相当于使信号的图形平滑化。还有一类问题, 例如已知过去的值  $X(t)$  而来预报将来的值  $X(t+s)$  ( $s > 0$ ), 这在外表上虽与上面的问题有所不同, 但解决这种问题也采用与此相同的形式。

利用过滤装置或者自动控制器使输入函数  $X(t)$  变换, 然后得到输出函数。这时, 这个装置如能完全达到目的, 则有  $\hat{P}X(t) = f(t)$  或者  $PX(t) = X(t+s)$ 。这就是说, 在数学上把控制装置或者过滤装置看做算子  $P$ 。

一般令  $X(t)$  为输入过程,  $Y(t)$  为输出过程。于是有  $PX(t) = Y(t)$ , 而我们考虑  $P$  为线性算子。实际上, 带有增幅器的网络起着线性的作用, 而且大多数自动控制系统都可以利用网络来装备起来。

假设在时间  $\tau$  输入单位脉冲, 而在时间  $t$  得到输出  $W(t, \tau)$ 。这个  $W$  叫做单位脉冲响应或加权函数。在实际问题中有不少情形是  $W(t, \tau) = W(t - \tau)$ , 即  $W(t, \tau)$  只依赖于  $t - \tau$ 。

令  $X(t)$  为输入过程。若考虑在  $(\tau, \tau + \Delta\tau)$  中有强度为  $X(\tau)$  的脉冲, 则在这个微小区间的脉冲是  $X(\tau) \Delta\tau$ , 并在  $t$  时得到相应的输出  $W(t, \tau) X(\tau) \Delta\tau$ 。设  $P$  为线性, 则在  $t$  时的输出是由  $t$  以前的脉冲所产生的输出总和  $\sum_{\tau < t} W(t, \tau) X(\tau) \Delta\tau$ , 即

$$PX(t) = \sum W(t, \tau) X(\tau) \Delta\tau = \int_{-\infty}^t W(t, \tau) X(\tau) d\tau.$$

令  $W(t, \tau) = W(t - \tau)$ , 则上式可以形式地写成

$$\int_{-\infty}^{\infty} W(t - \tau) X(\tau) d\tau = \int_{-\infty}^{\infty} X(t - \tau) W(\tau) d\tau,$$

此处  $W(t - \tau) = 0$  ( $\tau > t$ )。上式进一步的普遍化, 就变成形状 (10.1)。

## § 11 过滤过程的定义与引理

首先, 早在 § 9 里我们已对

$$Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s) \quad (11.1)$$

下了定义。令  $X(t)$  为宽平稳过程, 并设

$$EX(t) = 0, \quad EX(t+u)\overline{X(t)} = \rho(u). \quad (11.2)$$

又令  $K(t)$  为任意有限区间上的有界变分函数。若  $X(t)$  为满足 (11.2) 的宽平稳过程, 则  $X(t-s)$  也是具有均值为 0 的宽平稳过程, 所以对任意的  $t$  可以定义 (11.1)。这就是说, 可如 (9.3) 同样

定义

$$\int_A^B X(t-s) dK(s),$$

并当

$$\lim_{\substack{B \rightarrow \infty \\ A \rightarrow -\infty}} \int_A^B X(t-s) dK(s)$$

存在时, 记作  $\int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s)$ . 当  $K(t)$  在  $(-\infty, \infty)$  上为有界变分函数时, 上列极限必存在。更一般地,  $\int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s)$  存在的必要与充分条件是: 设  $X(t)$  的谱函数为  $F(x)$ , 存在  $k(x)$  满足

$$\int_{-\infty}^{\infty} |k(x)|^2 dF(x) < \infty, \quad (11.3)$$

且使得

$$\lim_{\substack{B \rightarrow \infty \\ A \rightarrow -\infty}} \int_{-\infty}^{\infty} \left| \int_A^B e^{-i\omega t} dK(t) - k(x) \right|^2 dF(x) = 0. \quad (11.4)$$

使 (11.3) 成立的  $k(x)$  的函数族记为  $L_2(dF)$ .  $k(x)$  对于由  $dF$  所成的测度而言是对几乎所有的  $x$  都有定义。把 (11.4) 记为

$$\lim_{\substack{B \rightarrow \infty \\ A \rightarrow -\infty}} L_2(dF) \int_A^B e^{-i\omega t} dK(t) = k(x). \quad (11.5)$$

于是使 (11.4) 成立的必要与充分条件, 显然是当  $A, A' \rightarrow \infty$  以及  $A, A' \rightarrow -\infty$  时

$$\lim_{\substack{B \rightarrow \infty \\ A \rightarrow -\infty}} L_2(dF) \int_{A'}^B e^{-i\omega t} dK(t) = 0. \quad (11.6)$$

欲证明上述的事实, 只须证明  $\int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s)$  存在的必要与充分条件是 (11.6) 即可。

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left| \int_A^{A'} X(t-s) dK(s) \right|^2 \\ &= \mathbb{E} \left| \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{k=0}^{m-1} X(t-s_k) \{K(s_{k+1}) - K(s_k)\} \right|^2. \end{aligned}$$

此处  $A = s_0, s_1, \dots, s_m = A'$ , i.i.m. 是对  $m \rightarrow \infty$  而言的, 并且  $\lim_{k \rightarrow \infty} (s_{k+1} - s_k) \rightarrow 0$ . 上式等于

$$\begin{aligned} \lim E \left| \sum_{k=0}^{m-1} X(t-s_k) \{K(s_{k+1}) - K(s_k)\} \right|^2 \\ = \int_A^{A'} \int_A^{A'} \rho(t-s-t+s') dK(s) d\overline{K}(s') \\ = \int_A^{A'} \int_A^{A'} \rho(s'-s) dK(s) d\overline{K}(s'). \end{aligned}$$

这在证明(9.2)时已经得到。  $\rho(u)$  是  $X(t)$  的协方差函数。上式又等于

$$\begin{aligned} \int_A^{A'} \int_A^{A'} \left\{ \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i(s-s')x} dF(x) \right\} dK(s) d\overline{K}(s') \\ = \int_{-\infty}^{\infty} \left| \int_A^{A'} e^{-isx} dK(s) \right|^2 dF(x). \end{aligned}$$

故上式当  $A' \rightarrow \infty, A \rightarrow \infty$  时收敛于0, 乃是  $E \left| \int_A^{A'} X(t-s) dK(s) \right|^2 \rightarrow 0$  的必要与充分条件。对于  $\int_{-A'}^{-A}$  也是如此, 于是得到欲求的结果。

从上面的证明, 立即得到下述的

**引理 11.1** 令  $X(t)$  为宽平稳过程,  $EX = 0$ , 又令  $\rho(v)$  为  $X(t)$  的协方差函数,  $K(t)$  为任意有限区间上的有界变分函数。若

$$\int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s) \quad (11.7)$$

存在, 则

$$\begin{aligned} E \left| \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s) \right|^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \rho(s-s') dK(s) d\overline{K}(s') \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} k(x)^2 dF(x), \quad (11.8) \end{aligned}$$

此处

$$k(x) = \lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ A \rightarrow -\infty}} L_2(dF) \int_A^x e^{-ixt} dK(t). \quad (11.9)$$

此外更有

$$E \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s) = 0. \quad (11.10)$$

(11.10) 也容易证明。因为 (11.10) 的左边等于

$$\begin{aligned} E \lim_{n \rightarrow \infty} \sum X(t-s_k) \{K(s_{k+1}) - K(s_k)\} \\ = \lim \sum EX(t-s_k) \cdot \{K(s_{k+1}) - K(s_k)\} = 0. \end{aligned}$$

其次令  $K(t)$  为  $(-\infty, \infty)$  上的有界变分函数。于是 (11.7) 存在。(11.9) 中的  $k(x)$  叫做  $K(t)$  的 **Fourier-Stieltjes** 变换。考虑满足

$$\lim_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ixt} dK_n(t) = k(x) \quad (11.11)$$

的  $k(x)$ ，就对过滤过程的理论研究甚为方便。往证下列的

**引理 11.2** 若给定  $L_2(dF)$  的任意函数  $k(x)$ ，则必存在  $(-\infty, \infty)$  上有界变分函数序列  $\{K_n(t)\}$  满足 (11.11)。

**证明** 令  $\{\varepsilon_n\}$  为收敛于 0 的任意正数列，并取  $A_n = A_n(\varepsilon_n)$  使

$$\int_{|x| > A_n} |k(x)|^2 dF(x) < \varepsilon_n. \quad (11.12)$$

其次取阶梯函数  $k_n(x) = k_n(x, \varepsilon_n)$  ( $-A_n \leq x \leq A_n$ ) 使

$$\int_{-A_n}^{A_n} |k(x) - k_n(x)|^2 dF(x) < \varepsilon_n. \quad (11.13)$$

阶梯函数的不连续点可以取为  $F(x)$  的连续点。更不失普遍性，可以找到依赖于  $k$  (不依赖于  $A_n$ ) 的正数  $L$  使  $|k_n(x)| \leq L$ ，因此所取的  $A_n$  可以使之满足

$$L^2 \int_{|x| > A_n} dF(x) < \varepsilon_n.$$

现在令  $\lambda$  为常数， $a, b$  为  $F(x)$  的连续点 ( $-A_n \leq a, b \leq A_n$ )，



并取周期为  $2A_n$  的函数

$$\varphi(x) = \begin{cases} \lambda & (a \leq x \leq b), \\ 0 & (-A_n \leq x < a, b \leq x \leq A_n), \end{cases}$$

于是这个函数的 Fourier 级数 (周期为  $2A_n$ ) 的平均部分和  $\sigma_n(x)$  为有界<sup>①</sup>, 并在  $(-\infty, \infty)$  上除  $a, b \pmod{2A_n}$  以外收敛于  $\varphi(x)$ . 因此对任意  $\eta > 0$ , 取  $N$  足够大时就有

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\varphi(x) - \sigma_N(x)|^2 dF(x) < \eta.$$

设有  $l$  个这样的  $\varphi$ , 并记之为  $\varphi_j(x)$  ( $j=1, 2, \dots, l$ ). 对应于  $\varphi_j$  的  $\sigma_N$  记为  $\sigma_{jN}(x)$ , 令  $\eta = \frac{\varepsilon_n}{l^2}$ , 又令  $\sum_j \varphi_j(x) = k_n^*(x)$ ,  $\sum_j \sigma_{jN}(x) = \tau_n(x)$ , 便有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} |k_n^*(x) - \tau_n(x)|^2 dF(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} |\sum_j \varphi_j(x) - \sum_j \sigma_{jN}(x)|^2 dF(x) \\ &\leq \left[ \sum_{j=1}^l \left( \int_{-\infty}^{\infty} |\varphi_j(x) - \sigma_{jN}(x)|^2 dF(x) \right)^{\frac{1}{2}} \right]^2 \leq \varepsilon_n. \end{aligned}$$

由上式以及 (11.12) 和 (11.13) 可知, 选择  $\varphi$ , 使  $k_n^*(x) = k_n(x)$ , ( $|x| < A_n$ ), 并留意  $|k_n^*(x)| \leq l$ , 于是便有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} |k(x) - \tau_n(x)|^2 dF(x) &\leq 2 \left( \int_{-\infty}^{\infty} |k(x) - k_n^*(x)|^2 dF(x) \right. \\ &\quad \left. + \int_{-\infty}^{\infty} |k_n^*(x) - \tau_n(x)|^2 dF(x) \right) \\ &\leq 2 \left( 2 \int_{|x| > A_n} |k(x)|^2 dF(x) \right. \\ &\quad \left. + 2 \int_{|x| > A_n} |k_n^*(x)|^2 dF(x) + 2\varepsilon_n \right) < 12\varepsilon_n. \end{aligned}$$

① 本讲座中河田龍夫著: Fourier 变换と Laplace 变换 (即本丛书中錢端仕译《富里哀变换和拉普拉斯变换》)。——译者注

而且  $\tau_n(x)$  显然可以写成  $\int_{-M}^x e^{-i\tau t} dK_n(t)$  (对适当的  $M = M(n)$ ), 因此我们的引理得证。

## § 12 过滤过程的数学性质

**定理 12.1** 令  $K_n(t)$  为  $(-\infty, \infty)$  上的有界变分函数,  $k_n(x)$  为它的 Fourier-Stieltjes 变换。若  $\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} |k_n(x) - k_m(x)|^2 dF(x) = 0$ , 则

$$\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK_n(s) \quad (12.1)$$

存在, 此处  $X(t)$  是宽平稳过程。

**证明**

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \left| \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK_n(s) - \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK_m(s) \right|^2 \\ &= \mathbb{E} \left| \int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) d(K_n(s) - K_m(s)) \right|^2, \end{aligned}$$

由 (11.8)

$$= \int_{-\infty}^{\infty} |k_n(x) - k_m(x)|^2 dF(x) \rightarrow 0 \quad (m, n \rightarrow \infty), \quad (12.2)$$

此处  $F(x)$  是  $X(t)$  的谱函数。

证毕

当  $k(x)$  为  $(-\infty, \infty)$  上某一有界变分函数  $K(t)$  的 Fourier-Stieltjes 变换时, 记

$$\int_{-\infty}^{\infty} X(t-s) dK(s) = \mathfrak{F}(X, k; t). \quad (12.3)$$

即使  $k$  可以表为  $(-\infty, \infty)$  上的两个有界变分函数的 Fourier-Stieltjes 变换, 从 (12.2) 也可以推出,  $\mathfrak{F}(X, k; t)$  是唯一决定的。若任意取  $k(x) \in L_2(dF)$ , 则由上节引理 11.2 推出, 存在  $\{k_n(x)\}$  使  $k_n(x) \rightarrow k(x)$  (依  $L_2(dF)$ )。而  $k_n(x)$  是  $K_n(t)$  的 Fourier-Stieltjes 变换。于是由定理 12.1 可知,  $\mathfrak{F}(X, k_n; t)$  均方收敛。记这个极限为  $\mathfrak{F}(X, k; t)$ 。从 (12.2) 推出, 即使对

$k(x) \in L_2(dF)$  存在二个函数序列  $\{k_n(x)\}$  和  $\{k'_n(x)\}$  都依  $L_2(dF)$  收敛于  $k(x)$ , 但因  $\hat{\gamma}(X, k_n; t)$  和  $\hat{\gamma}(X, k'_n; t)$  的极限相等, 所以  $\hat{\gamma}(X, k; t)$  唯一确定 (对单个的  $t$ , 概率为 1 地)。我们把  $\hat{\gamma}(X, k; t)$ ,  $k \in L_2(dF)$  叫做一般的过滤过程。

**定理 12.2** 令  $X(t)$  为具  $EX=0$  的宽平稳过程,  $F(x)$  为它的谱函数。

(1) 若  $k(x) \in L_2(dF)$ , 则  $\hat{\gamma}(X, k; t)$  也是具  $E\hat{\gamma}(X, k; t) = 0$  的宽平稳过程。

(2) 若  $k_1(x), k_2(x) \in L_2(dF)$ , 则

$$\begin{aligned} E\hat{\gamma}(X, k_1; t+u)\overline{\hat{\gamma}(X, k_2; t)} \\ = \int_{-\infty}^{\infty} k_1(x)\overline{k_2(x)}e^{iux}dF(x). \end{aligned} \quad (12.4)$$

**证明**

(1)  $E\hat{\gamma}(X, k; t) = 0$  是显然的: 当  $k_n(x) \rightarrow k(x)$  ( $L_2(dF)$ ) 时,

$$E\hat{\gamma}(X, k; t) = E \lim_{n \rightarrow \infty} \hat{\gamma}(X, k_n; t)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} E\hat{\gamma}(X, k_n; t) = 0.$$

$\hat{\gamma}(X, k; t)$  是宽平稳过程, 这一事实只需在 (2) 中令  $k_1 = k_2 = k$  便可证明。因此, 只须证明 (2) 即可。

(2) 设

$$k_{1n}(x) \rightarrow k_1(x) \quad (\text{依 } L_2(dF)),$$

$$k_{2n}(x) \rightarrow k_2(x) \quad (\text{依 } L_2(dF)),$$

并令  $k_{1n}$  和  $k_{2n}$  分别为  $(-\infty, \infty)$  上有界变分函数  $K_{1n}(t)$  和  $K_{2n}(t)$  的 Fourier-Stieltjes 变换。于是

$$\begin{aligned} E\hat{\gamma}(X, k_1; t+u)\overline{\hat{\gamma}(X, k_2; t)} \\ = E \lim_{m \rightarrow \infty} \hat{\gamma}(X, k_{1m}; t+u) \lim_{n \rightarrow \infty} \overline{\hat{\gamma}(X, k_{2n}; t)} \\ = \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} E\hat{\gamma}(X, k_{1m}; t+u)\overline{\hat{\gamma}(X, k_{2n}; t)} \end{aligned}$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} E \left[ \int_{-\infty}^{\infty} X(t+u-s) dK_{1m}(s) \int_{-\infty}^{\infty} \overline{X}(t-s') d\overline{K}_{2n}(s') \right]$$

(如引理 11.1 的证明那样)

$$\begin{aligned} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \rho(u-s+s') dK_{1m}(s) d\overline{K}_{2n}(s') \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \left( \int_{-\infty}^{\infty} e^{i(u-s+s')x} dF(x) \right) dK_{1m}(s) d\overline{K}_{2n}(s') \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \lim_{m \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} k_{1m}(x) \overline{k_{2n}(x)} e^{iux} dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \lim_{m \rightarrow \infty} L_2(dF) k_{1m}(x) \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) \overline{k_{2n}(x)} \cdot e^{iux} dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} k_1(x) \overline{k_2(x)} e^{iux} dF(x). \end{aligned} \quad \text{証毕}$$

**系 12.1** 过滤过程  $\mathfrak{F}(X, k; t)$  的协方差函数  $\rho_{\mathfrak{F}(X, k; t)}(u)$  等于  $\int_{-\infty}^{\infty} |k(u)|^2 e^{iux} dF(u)$ 。又它的谱函数等于  $\int_{-\infty}^{\infty} |k(u)|^2 dF(u)$ 。

### § 13 正交过程的积分

令  $Z(t)$  为正交过程。对形如

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) \quad (13.1)$$

的积分,叙述一些必要的事项。由于  $Z(t)$  是正交过程,所以由 § 8 可知,当  $t \geq s$  时存在单调非降函数  $F(t)$ , 使得

$$E |Z(t) - Z(s)|^2 = F(t) - F(s). \quad (13.2)$$

$F(t)$  可以不是有界的。

对某个  $A$ , 令  $f(t)$  为在  $|t| \geq A$  上取 0 的阶梯函数。这就是说,对  $-A = a_1 < a_2 < \dots < a_n = A$ , 设

$$f(t) = \begin{cases} 0 & (t < a_1), \\ c_i & (a_i < t < a_{i+1}, i = n-1), \\ 0 & (t \geq a_n). \end{cases}$$

这时, 定义 (13.1) 如下:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) = \sum_{i=1}^{n-1} c_i [Z(a_{i+1}-0) - Z(a_i+0)], \quad (13.3)$$

此处  $c_i$  可以是复数。又从 (13.2) 看出, 当  $t, s \rightarrow t_0$ , 并且  $t, s \rightarrow t_0$  时,  $E|Z(t) - Z(s)|^2 \rightarrow F(t_0+0) - F(t_0-0) = 0$ , 因而  $Z(t_0+0)$  存在 (概率为 1 而且唯一地), 使得

$$\lim_{t \downarrow t_0} E|Z(t) - Z(t_0+0)|^2 = 0.$$

同样  $Z(t_0-0)$  也存在。又立刻看出, 在  $F(t)$  的连续点  $t_0$  上有  $Z(t_0+0) - Z(t_0-0) = Z(t_0)$ 。

除上面的  $f(t)$  以外, 再令  $g(t)$  为另一阶梯函数 (在  $|t|$  充分大的点上取 0 的)。于是便有

$$\begin{aligned} E \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) \int_{-\infty}^{\infty} \bar{g}(t) d\bar{Z}(\bar{t}) \\ = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \bar{g}(\bar{t}) dF(t). \end{aligned} \quad (13.4)$$

由 (13.3) 的定义可知, (13.4) 的左边等于

$$\begin{aligned} E \left\{ \sum_{i=1}^{m-1} c_i [Z(a_{i+1}-0) - Z(a_i+0)] \sum_{j=1}^{n-1} \bar{d}_j [\bar{Z}(\bar{b}_{j+1}-0) - \bar{Z}(\bar{b}_j+0)] \right\} \\ = E \left\{ \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=1}^{m-1} c_i \bar{d}_j [Z(a_{i+1}-0) - Z(a_i+0)] [\bar{Z}(\bar{b}_{j+1}-0) - \bar{Z}(\bar{b}_j+0)] \right\}, \end{aligned} \quad (13.5)$$

此处  $g(t)$  为在  $\{b_j\}$  上不连续的并在  $[b_j, b_{j+1})$  内取值  $d_j$  的阶梯函数。把  $\{a_i\}$  和  $\{b_j\}$  凑在一起并按大小次序排成  $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_N$ 。

一般地, 令  $a < c < b < d$  便有

$$\begin{aligned} E[Z(b-0) - Z(a+0)] [\bar{Z}(\bar{d}-0) - \bar{Z}(\bar{c}+0)] \\ = \lim_{\eta \downarrow 0} \lim_{\varepsilon \downarrow 0} E[Z(b-\varepsilon) - Z(a+\varepsilon)] [\bar{Z}(\bar{d}-\eta) - \bar{Z}(\bar{c}+\eta)] \\ = \lim_{\eta \downarrow 0} \lim_{\varepsilon \downarrow 0} E[Z(b-\varepsilon) - Z(c+\eta) + Z(c+\eta) - Z(a+\varepsilon)] \\ \times [\bar{Z}(\bar{d}-\eta) - \bar{Z}(\bar{b}-\varepsilon) + \bar{Z}(\bar{b}-\varepsilon) - \bar{Z}(\bar{c}+\eta)] \end{aligned}$$

(令  $a+\varepsilon \leq c \leq c+\eta \leq b-\varepsilon \leq b \leq d-\eta \leq d$ )

$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow 0} \lim_{\eta \rightarrow 0} E |Z(b-\varepsilon) - Z(c+\eta)|^2$$

(利用  $Z$  的正交性)

$$= F(b-0) - F(c+0).$$

由此推出, (13.5) 等于

$$\begin{aligned} & \sum f(\alpha_\nu) \overline{g(\alpha_\nu)} [F(\alpha_{\nu+1}-0) - F(\alpha_\nu+0)] \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \overline{g(t)} dF(t), \end{aligned}$$

这就证明了 (13.4)。

特别, 令  $f(t), g(t)$  为在充分大的  $|t|$  上取值为 0 的阶梯函数, 便有

$$\begin{aligned} & E \left| \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) - \int_{-\infty}^{\infty} g(t) dZ(t) \right|^2 \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} |f(t)|^2 dF(t) - 2\Re \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \overline{g(t)} dF(t) + \int_{-\infty}^{\infty} |g(t)|^2 dF(t) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} |f(t) - g(t)|^2 dF(t). \end{aligned} \quad (13.6)$$

其次, 令  $f(t)$  为  $L_2(dF)$  的任意函数。于是存在阶梯函数 (对大的  $|t|$  取 0 的), 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} |f(t) - f_n(t)|^2 dF(t) \rightarrow 0.$$

利用这个  $f_n$ , 作

$$X_n = \int_{-\infty}^{\infty} f_n(t) dZ(t),$$

则从 (13.6) 推出

$$E |X_m - X_n|^2 = \int_{-\infty}^{\infty} |f_m(t) - f_n(t)|^2 dF(t). \quad (13.7)$$

因为右边收敛于 0, 所以左边也收敛于 0 (令  $m, n \rightarrow \infty$ ), 从而概率为 1 而且唯一地存在  $X$ , 使得

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E |X_n - X|^2 = 0. \quad (13.8)$$

这个  $X$  定义为

$$X = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t). \quad (13.9)$$

从(13.8)推出

$$\begin{aligned} E |X|^2 &= \lim_{n \rightarrow \infty} E |X_n|^2 = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} |f_n(t)|^2 dF(t) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} |f(t)|^2 dF(t). \end{aligned} \quad (13.10)$$

必须注意的是,在上述的定义中,(13.9)好象与  $\{f_n\}$  的选择有关,但其实不然。假设另有一阶梯函数序列  $\{f'_n\}$  (对大的  $|t|$  取 0) 存在,使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} |f'_n(t) - f(t)|^2 dF(t) \rightarrow 0,$$

并作  $\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} f'_n(t) dZ(t)$ , 则这也概率为 1 地等于(13.9)的  $X$ 。

这可从下述事实看出: 把  $\{f_n(t)\}, \{f'_n(t)\}$  的函数交互地排成函数序列  $\{\tilde{f}_n(t)\}$ , 然后对应(13.9)定义一个  $X$ , 这个  $X$  概率为 1 地既等于由  $\{f_n\}$  所作的  $X$ , 又等于由  $\{f'_n\}$  所作的  $X$ 。

下述事实,由于证明简单,所以从略。

(1) 令  $f(t), g(t) \in L_2(dF)$ , 便有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \{af(t) + bg(t)\} dZ(t) \\ = a \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) + b \int_{-\infty}^{\infty} g(t) dZ(t). \end{aligned} \quad (13.11)$$

( $a, b$  是常数)

(2) 令  $f(t), f_n(t) \in L_2(dF)$ ,

$$\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_n(t) dZ(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) \quad (13.12)$$

的必要与充分条件是

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} |f_n(t) - f(t)|^2 dF(t) = 0. \quad (13.13)$$

(3) 令  $f(t), g(t) \in L_2(dF)$ , 便有

$$\begin{aligned} E \int_{-\infty}^{\infty} f(t) dZ(t) \overline{\int_{-\infty}^{\infty} g(t) dZ(t)} \\ = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \bar{g}(t) dF(t). \end{aligned} \quad (13.14)$$



### 第3章 平稳随机过程及其某些应用

本章叙述平稳随机过程的若干非常简单的应用。当以趋势的起伏为考察的着眼点时，现实的时间序列在很多场合中可以认为是平稳随机过程。在实际中，由观测以及其他方法得到的时间序列的数据，通常受到各种形式的修正，例如舍入（四舍五入）。

又在实际中，人们总是间断地观测时间为连续的时间序列。在这种场合，人们就想知道原来的时间序列是什么，或者说，人们欲从这样得到的时间序列来推断原来的真的时间序列是什么。由于平稳过程完全由它的谱函数所规定，所以只须考察谱函数经过上述操作后起什么样的变化即可。

把输入信号  $z$  改为  $|z|$  的装置是整流器。把  $z > a$  的  $z$  改为  $a$  和把  $z < -a$  的  $z$  改为  $-a$  的装置是限制器。对于这些装置，人们也想知道输入过程的谱函数起什么样的变化。

刚才叙述的操作是非线性的。本章将一般地叙述非线性场合的问题，并且作为这个场合的一个例子，而讨论舍入。假设输入过程为正态过程，由于从来对这个情形已做了种种的研究，所以就对这个情形进行讨论。

#### § 14 非线性操作的输出相关函数<sup>①</sup>

考虑振幅畸变过滤器。输出  $Y(t)$  是输入过程  $X(t)$  的函数

$$Y(t) = G[X(t)]. \quad (14.1)$$

这就是说，输出是当时输入值  $X(t)$  的函数，而过滤器就是瞬时地作用着。 $X(t)$  取实数值，并且其统计性质是已知的正态过程。

<sup>①</sup> 参看 S. O. Rice [1], Laning-Battin [1], N. Wax [1].

如果对任意的时点  $t_1, t_2, \dots, t_n, \{X(t_1), \dots, X(t_n)\}$  遵循  $n$  维正态分布, 称  $X(t)$  为实正态过程。亦即它们的联合概率密度为

$$f(x_1, \dots, x_n) = \frac{\sqrt{|\sigma^{ij}|}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_j \sum_i \sigma^{ij} (x_i - a_i) (x_j - a_j) \right\}, \quad (14.2)$$

此处  $(\sigma^{ij})$  是任意的对称正定矩阵。也就是  $\sigma^{ij} = \sigma^{ji}$ , 并对不全为 0 的任意  $u_1, \dots, u_n$ , 恒有

$$\sum \sigma^{ij} u_i u_j > 0.$$

$|\sigma^{ij}|$  是  $(\sigma^{ij})$  的行列式。于是  $a_i = EX(t_i)$ , 又若令  $(\sigma_{ij})$  为  $(\sigma^{ij})$  的逆矩阵, 则

$$\sigma_{ij} = E(X(t_i) - a_i)(X(t_j) - a_j).$$

即  $(\sigma_{ij})$  是协方差矩阵。我们在下面恒假定  $a_i = 0$ 。

当  $n=2$  并且  $\sigma_{11} = \sigma_{22} = \sigma$  时, 概率密度可以写成

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi\sigma^2 \sqrt{1-r^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x_1^2 - 2rx_1x_2 + x_2^2)}, \quad (14.3)$$

此处  $r = \frac{EX(t_1)X(t_2)}{EX^2(t_1)}$ 。

令  $X(t)$  为平稳过程。由于在 (14.2) 中已令  $a_i = 0$ , 所以过程的概率密度由  $\sigma^{ij}$  决定, 而  $\sigma^{ij}$  显然又由  $\sigma_{ij}$  决定。这就是说, 由协方差完全决定。因此, 如果我们的过程是宽平稳过程, 那末由于  $\sigma_{ij} = \sigma(t_i, t_j)$  仅由  $t_i - t_j$  决定, 所以对应于  $(t_1, \dots, t_n)$  的  $f(x_1, \dots, x_n)$  与对应于  $(t_1 + u, \dots, t_n + u)$  的那个相等, 从而我们的过程也是严格平稳的。换句话说, 在正态过程中, 宽平稳过程与严格平稳过程是一回事。

现在假设输入  $X(t)$  为实正态平稳过程, 并且满足

$$EX(t) = 0, \quad (14.4)$$

令  $F(x)$  为  $X(t)$  的谱函数。设 (14.1) 的  $G(x)$  为满足

$$\int_{-\infty}^{\infty} G^2(x) e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx < \infty \quad (14.5)$$

的实值函数。这时, 由于  $\sigma^2 = E X^2(t)$  不依赖于  $t$ , 所以  $(X(t_1), X(t_2))$  的概率密度由 (14.3) 给定。

求  $Y(t)$  的协方差。

$$\begin{aligned} E Y(t) Y(t+u) \\ = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma^2 \sqrt{1-r^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x^2-2rxy+y^2)} G(x) G(y) dx dy, \end{aligned} \quad (14.6)$$

此处  $r = \frac{\rho(u)}{\sigma^2} = \frac{E X(t+u) X(t)}{E X^2(t)}$  (令  $|r| < 1$ )。在 (14.5) 的

假定下 (14.6) 的积分是有穷的。由 Schwarz 不等式,

$$\begin{aligned} E |Y(t+u) Y(t)| \\ \leq \frac{1}{2\pi\sigma^2 \sqrt{1-r^2}} \left( \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x^2-2rxy+y^2)} G^2(x) dx dy \right)^{\frac{1}{2}} \\ \times \left( \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x^2-2rxy+y^2)} G^2(y) dx dy \right)^{\frac{1}{2}}. \end{aligned}$$

上式最后的因子不大于下式:

$$\begin{aligned} & \left( \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x-ry)^2} G^2(y) dx dy \right)^{\frac{1}{2}} \\ & = \left( \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} G^2(y) dy \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x-ry)^2} dx \right)^{\frac{1}{2}} \\ & = \left( \sqrt{2\pi} \sigma \sqrt{1-r^2} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2\sigma^2}} G^2(y) dy \right)^{\frac{1}{2}} < \infty \quad (\text{由 (14.5)}). \end{aligned}$$

同样, 中间的那个因子也是有穷的。

其次, 我們有

$$\frac{1}{\sqrt{1-r^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2(1-r^2)}(x^2-2rxy+y^2)} = \sum_{k=0}^{\infty} h_k\left(\frac{x}{\sigma}\right) h_k\left(\frac{y}{\sigma}\right) r^k e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}} \textcircled{1},$$

(14.7)

此处  $h_n(x)$  是 Hermite 多项式, 即

$$h_n(x) = \frac{(-1)^n}{\sqrt{n!}} \left( \frac{d^n}{dx^n} e^{-\frac{x^2}{2}} \right) e^{\frac{x^2}{2}}.$$

故可以写成

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} Y(t) Y(t+u) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi\sigma^2} \sum_{k=0}^{\infty} h_k\left(\frac{x}{\sigma}\right) h_k\left(\frac{y}{\sigma}\right) r^k e^{-\frac{x^2+y^2}{2\sigma^2}} G(x) G(y) dx dy \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \left( \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} h_k\left(\frac{x}{\sigma}\right) G(x) dx \right)^2 r^k \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \left( \int_{-\infty}^{\infty} h_k\left(\frac{x}{\sigma}\right) G(x) d\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right) \right)^2 r^k = \sum_{k=0}^{\infty} g_k^2 r^k, \end{aligned} \quad (14.8)$$

此处

$$g_k = \int_{-\infty}^{\infty} h_k\left(\frac{x}{\sigma}\right) G(x) d\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right), \quad \Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{u^2}{2}} du.$$

在上面的讨论中, 我们假设了

$$r = \frac{\rho(u)}{\sigma^2} = \frac{1}{F(\infty) - F(-\infty)} \int_{-\infty}^{\infty} \cos ur dF(x) < 1.$$

但当  $r=1$  时, (14.8) 的等式也成立。因为当  $r=1$  时就是  $F(x)$  对  $x \neq 0$  为常数和  $F(+0) - F(-0) = \sigma^2$  的情形, 这时

$$\mathbb{E} Y(t) Y(t+u) = \mathbb{E} Y^2(t) = \frac{1}{2\pi\sigma} \int_{-\infty}^{\infty} G^2(x) e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx$$

(由 Hermite 展开而得的 Parseval 等式)

$$= \sum_{k=0}^{\infty} g_k^2.$$

① (14.7) 叫做 Mehler 公式。参看 O. Szegő, Orthogonal polynomials, p. 371. Ex. 23.

同样当  $r = -1$  时 (14.8) 也成立。

现在记

$$\int_{-\infty}^{\infty} F(x-y) dF(y) = F * F = F^{2*}(x),$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} F^{2*}(x-y) dF(y) = F^{3*}(x), \dots,$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} F^{(n-1)*}(x-y) dF(y) = F^{n*}(x).$$

于是

$$\begin{aligned} \rho^n(u) &= \left( \int_{-\infty}^{\infty} \cos xu dF(x) \right)^n = \left( 2 \int_0^{\infty} \cos xu dF(x) \right)^n \textcircled{1} \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \cos xu dF^{n*}(x) = 2 \int_0^{\infty} \cos xu dF^{n*}(x). \end{aligned}$$

不失普遍性令  $F(-\infty) = 0$ , 于是  $\sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 < \infty$ , 又  $\rho^n(0) = F^{n*}(\infty) - F^{n*}(-\infty)$ , 因而可以定义

$$F_0(x) = \sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 \frac{F^{n*}(x)}{\rho^n(0)} \textcircled{2}, \quad (14.9)$$

这是非降函数, 并且  $F_0(+\infty) - F_0(-\infty) = \sum_0^{\infty} g_n^2$ . 又有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} e^{iux} dF_0(x) &= \sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 \frac{1}{\rho^n(0)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{iux} dF^{n*}(x) \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 \frac{\rho^n(u)}{\rho^n(0)} = \sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 r^n. \end{aligned}$$

从上式和 (14.8) 得到下列定理的 (14.11)。

**定理 14.1** 令  $X(t)$  为取实数值的正态平稳过程, 并设

$$E[X(t+u)X(t)] = \rho(u),$$

① 对于取实数值的宽平稳过程,  $\rho(u) = \rho(-u)$ , 因而  $\int_{-\infty}^{\infty} \sin xu dF(x) = 0$ . 由此推出  $F(x)$  关于  $x=0$  对称。

② 设  $F^{1*}(x) = F(x)$ ,  $F^{0*}(x) = \delta(x)$ , 此处  $\delta(x)$  是单点分布。

于是对  $Y(t) = G[X(t)]$ , 有

$$EY(t) = \int_{-\infty}^{\infty} G(x) h_0\left(\frac{x}{\sigma}\right) d\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right) = g_0, \quad (14.10)$$

$$EY(t+u)Y(t) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{iux} dF_0(x) = \sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 \frac{\rho^n(u)}{\rho^n(0)}, \quad (14.11)$$

此处  $F_0(x)$  由 (14.9) 给定, 又有

$$g_n = \int_{-\infty}^{\infty} h_n\left(\frac{x}{\sigma}\right) G(x) d\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right), \quad (14.12)$$

此处  $\Phi(x)$  是  $N(0, 1)$  的分布函数,  $h_n(x)$  是 Hermite 多项式, 并假设  $G(x)$  满足 (14.5)。

(14.10) 显然成立。  $Y(t)$  和  $Y(t+u)$  的协方差是

$$\begin{aligned} E(Y(t) - EY(t))(Y(t+u) - EY(t+u)) \\ = \sum_{n=0}^{\infty} g_n^2 \frac{\rho^n(u)}{\rho^n(0)} - E^2 Y(t) = \sum_{n=1}^{\infty} g_n^2 \frac{\rho^n(u)}{\rho^n(0)}. \end{aligned} \quad (14.13)$$

根据这个定理,  $Y(t)$  的协方差函数可从 (14.11) 来计算。又从 (14.13), 并留意 (14.9), 便得到  $Y(t) - EY(t)$  的谱函数为

$$F_Y(x) = \sum_{n=1}^{\infty} g_n^2 \frac{F_n^*(x)}{\rho^n(0)}. \quad (14.14)$$

## § 15 舍入(四舍五入)

如上节一样, 令  $X(t)$  为正态平稳过程,  $F(x)$  为它的谱函数。当  $X(t)$  取值为  $\nu h \leq x < (\nu+1)h$  时, 我们就取值  $\nu h$ 。这就是说, 以  $h$  为单位, 舍掉尾数。当  $h=1$  时, 就是舍掉小数点以下的数。

这时, 令  $Y(t)$  为经过舍入后得到的随机过程, 则

$$Y(t) = G[X(t)], \quad (15.1)$$

此处

$$\begin{aligned} G(x) = \nu h \quad (\nu h \leq x < (\nu+1)h) \\ (\nu = 0, \pm 1, \pm 2, \dots). \end{aligned} \quad (15.2)$$

由(14.14),  $Y(t) = EY(t)$  的谱函数是

$$F_Y(x) = \sum_{k=1}^{\infty} g_k^2 \frac{H^{k*}(x)}{\rho^k(0)}, \quad (15.3)$$

$$g_k = \int_{-\infty}^{\infty} h_k\left(\frac{x}{\sigma}\right) g(x) d\Phi\left(\frac{x}{\sigma}\right), \quad \rho(0) = \sigma^2 = \int_{-\infty}^{\infty} dF(x).$$

令  $G(x) = x - \frac{h}{2} + \Delta_h(x)$ , 则一般地有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} \Delta_h(x) g(x) dx = & - \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} \int_{\nu h}^{(\nu+1)h} \left[ x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right] \left[ g\left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right) \right. \\ & \left. + \left( x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right) g'\left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right) + R_{\nu} \right] dx, \end{aligned}$$

此处 
$$R_{\nu} = \frac{\left( x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right)^2}{2} g''(\xi)$$

$$\left( \nu h < \xi < \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h, \text{ 或者 } \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h < \xi < (\nu + 1)h \right).$$

因此, 把此代入(15.3), 便有 (令  $g(x) = h_k \left( \frac{x}{\sigma} \right) \frac{d}{dx} \Phi \left( \frac{x}{\sigma} \right)$ )

$$\begin{aligned} g_k = & \int_{-\infty}^{\infty} \left( x - \frac{1}{2} \right) h_k \left( \frac{x}{\sigma} \right) \frac{d}{dx} \Phi \left( \frac{x}{\sigma} \right) dx \\ & - \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} g \left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right) \int_{\nu h}^{(\nu+1)h} \left[ x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right] dx \\ & - \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} g' \left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right) \int_{\nu h}^{(\nu+1)h} \left[ x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right]^2 dx \\ & + \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} \int_{\nu h}^{(\nu+1)h} \left[ x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right]^3 \frac{1}{2} g''(\xi) dx. \quad (15.4) \end{aligned}$$

在上式右边第一项中,  $h_k \left( \frac{x}{\sigma} \right)$  是次数不大于  $k$  的多项式, 并与加权  $\frac{d}{dx} \Phi \left( \frac{x}{\sigma} \right)$  正交, 所以当  $k > 1$  时, 第一项等于 0. 当  $k = 1$  时,

$h_1\left(\frac{x}{\sigma}\right) = x$  与常数  $-1$  正交, 所以上式第一项当  $k=1$  时等于  $\sigma$ . 因此, 令  $\delta_{ik} = 1 (i=k)$ ,  $\delta_{ik}=0 (i \neq k)$ , 则上式右边第一项可以写成  $\sigma\delta_{1k}$ . (15.4) 的右边第二项显然等于 0. 若注意到

$$\int_{\nu h}^{(\nu+1)h} \left[ x - \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right]^2 dx = \frac{h^3}{12},$$

则第三项等于

$$- \frac{h^3}{12} \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} g' \left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right).$$

最后一项等于  $o(h^3) (h \rightarrow 0)$ . 根据以上所述, 可以把 (15.4) 写成

$$g_k = \sigma\delta_{1k} - \frac{h^3}{12} \sum_{\nu=-\infty}^{\infty} \left[ g' \left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right) + o(1) \right] \quad (h \rightarrow 0). \quad (15.5)$$

$g' \left( \left( \nu + \frac{1}{2} \right) h \right)$  显然依赖于  $k$ ,  $o(1)$  也依赖于  $k$ . 这样得到了  $g_k$  的一个近似式 (15.5).

## § 16 离散参数的情形

当  $X(t)$  为具有离散参数的情形, 即参数  $t$  的变化范围为  $\dots, -2, -1, 0, 1, 2, \dots$  的情形, § 14 和 § 15 所讨论的谱函数的特殊情形的近似式已由 Grenander<sup>①</sup> 等人得到, 所以只叙述其结果.

如第 2 章一样, 对于离散参数的情形, 也可以定义协方差函数  $\rho(u) (u=0, \pm 1, \pm 2, \dots)$ . 如定理 9.1 那样, 令  $X(t)$  为宽平稳过程, 则可将协方差函数写成

$$\rho(u) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{iux} dF(x) \quad (u=0, \pm 1, \pm 2, \dots), \quad (16.1)$$

此处  $F(x)$  是在  $[-\pi, \pi)$  上定义的非降函数, 这个  $F(x)$  叫做离散参数情形的谱函数. 这样, 到此为止的讨论完全同样成立. 但是, § 14 中的  $F^{**}(x)$  的意义是: 在  $[-\pi, \pi)$  的外边周期地外延  $F$ , 并

① 参看 Grenander-Rosenblatt (1.), p. 51~57.



且定义

$$F^{(n)*}(x) = \int_{-\pi}^{\pi} F^{(n-1)*}(x-y) dF(y).$$

(14.14) 是对  $n$  从 1 到  $\infty$  的求和, 但计算是困难的, 因此, 对  $F$  为绝对连续的情形, 考虑取  $p$  项近似。把 (14.14) 中的  $\frac{F^{(n)*}(x)}{\rho^n(0)}$  看作是具有  $\frac{h'(x)}{\rho(0)}$  为分布函数的一维环形圆纹曲面  $[-\pi, \pi)$  上的  $n$  个随机变数之和的分布函数, 并且这些随机变数只取值于  $[-\pi, \pi)$ , 所以若以  $\text{mod } 2\pi$  来考虑这个和的分布, 则可证明当  $n \rightarrow \infty$  时它趋近于  $[-\pi, \pi)$  上的一致分布。因此, (14.14) 可以用下式近似:

$$F_Y(x) \doteq \sum_{n=1}^p g_n^2 \frac{F^{(n)*}(x)}{\rho^n(0)} + \frac{x+\pi}{2\pi} \sum_{n=p+1}^{\infty} g_n^2 \quad (16.2)$$

$$\begin{aligned} &= \sum_{n=1}^p g_n^2 \left[ \frac{F^{(n)*}(x)}{\rho^n(0)} - \frac{x+\pi}{2\pi} \right] \\ &\quad + \frac{x+\pi}{\sigma(2\pi)^{\frac{3}{2}}} \int_{-\infty}^{\infty} G^2(x) e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}} dx - g_n^2 \frac{x+\pi}{2\pi}. \end{aligned} \quad (16.3)$$

大多数情形取  $p=1$  或 2 就足够了。

(15.5) 是  $g_k (k=1, 2, \dots)$  的近似式, 但其中的  $o(h^2)$  依赖于  $k$ , 所以不能照样代入 (14.14) 而得  $F_Y(x) = F(x) + o(h^2)$ 。于是我们就这样考虑:

由于  $X(t)$  的概率密度是正态概率密度, 所以在  $\pm\infty$  的邻域有高度的接触, 因而利用 Sheppard 修正使得

$$E Y(t)^2 - E^2 Y(t) = E X(t)^2 + \frac{h^2}{12} (1 + o(1)).$$

因为上式左边是  $\int_{-\pi}^{\pi} dF_Y(x)$ , 所以可改写为

$$\int_{-\pi}^{\pi} dF_Y(x) = \sigma^2 + \frac{h^2}{12} (1 + o(1)). \quad (16.4)$$

另一方面,从(14.14)和(15.5)我们有

$$\int_{-\pi}^{\pi} dF_Y(x) = \sum_{k=1}^{\infty} g_k^2 = \sigma^2 + o(h^2) + \sum_{p=1}^{\infty} g_k^2. \quad (16.5)$$

比较(16.4)和(16.5), 使得

$$\sum_{p=1}^{\infty} g_p^2 = \frac{h^2}{12} (1 + o(1)). \quad (16.6)$$

因此,把上式代入(16.2), 使得(留意  $p=1$ , (15.5))

$$F_Y(x) = F(x) + \frac{h^2}{12} \left( \frac{x+\pi}{2\pi} \right) (1 + o(1)). \quad (16.7)$$

这就是以  $h$  为单位作舍入后, 在均值周围摆动的新的平稳过程的谱函数的近似式。

## 第4章 預 報 論

本章討論通信理論中的 A. Колмогоров 和 N. Wiener 的預報問題。對給定的輸入波應用適當的網絡，使輸出波尽可能接近于它本身的將來波形。這就是說，利用過去的波形，用尽可能小的誤差來預報將來時點上的波形。例如，經濟現象的預報問題，作為問題的提法來說，是完全相同的。輸入波，在經濟現象的情形是不用說的，即是在電波的情形，也不是簡單的調和波，而是受到偶然因素的影響，例如加上干擾等等。因此，我們將假設輸入波為平穩過程（均值 0）來考慮我們的問題。在經濟現象以及其他情形中，往往是均值不等於 0。這種場合的預報問題，作為非平穩過程的預報論正在發展中，但本書不去討論它<sup>①</sup>。

即使是对平穩過程的預報，我們也只討論給出最優裝置的理論背景。

### § 17 最 優 預 報

令  $X(t)$  為具  $EX(t)=0$  的寬平穩過程。讓我們考慮這樣的問題：令  $t$  為現在的時點，通過已知  $X(t)$  在過去的值，而來預報在將來時點  $t+\alpha$  ( $\alpha>0$ ) 上的值  $X(t+\alpha)$ 。設  $X(t)$  的譜函數  $F(x)$  為已知。我們討論把過濾過程即  $\mathfrak{F}(X, k; t)$  作為預報量的情形，此處令  $k(x) \in L_2(dF)$ ，並且

$$\text{l. i. m.}_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) k_n(x) = k(x), \quad k_n(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-ix\theta} dK_n(\theta),$$

$K_n(\theta)$  是  $(-\infty, \infty)$  上的有界變分函數。這時我們有

<sup>①</sup> 參看例如宇田川健久-中村文作 [1]，L. Zadeh-R. Ragazzini [2]，R. O. Davis [3]。

$$\hat{Y}(X, k; t) = \text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} X(t-\theta) dK_n(\theta). \quad (17.1)$$

由于我们只利用  $X(t)$  在过去的值, 所以我们只考虑  $K_n(\theta) = 0$  ( $-\infty < \theta < 0$ ) 的情形, 亦即只考虑它的 Fourier-Stieltjes 变换

$$k_n(x) = \int_0^{\infty} e^{-ix\theta} dK_n(\theta) \quad (17.2)$$

在  $L_2(dF)$  上的极限函数  $k(x)$ . 于是 (17.1) 变成

$$\hat{Y}(X, k; t) = \text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_0^{\infty} X(t-\theta) dK_n(\theta). \quad (17.3)$$

上式右边只依赖于  $X(s)$  ( $s \leq t$ ) 的值. 这就是说,  $\hat{Y}(X, k; t)$  仅由  $X(s)$  ( $s \leq t$ ) 的值决定. 于是, 我们要决定  $k$  使得  $X(t+\alpha)$  与  $\hat{Y}(X, k; t)$  的差尽可能地小. 考虑这个差为均方差, 即

$$J(k) = E|X(t+\alpha) - \hat{Y}(X, k; t)|^2, \quad (17.4)$$

我们要使上式极小化。

令  $\mathfrak{K}$  表示 (17.2) 中  $k_n(x)$  的 l.i.m.  $L_2(dF)$  的极限函数族。

**引理 17.1** 一般地令  $k(x) \in L_2(dF)$ , 则

$$E|X(t+\alpha) - \hat{Y}(X, k; t)|^2 = \int_{-\infty}^{\infty} |e^{i\alpha x} - k(x)|^2 dF(x). \quad (17.5)$$

**证明** 根据定理 12.2,

$$E X(t+\alpha) \overline{\hat{Y}(X, k; t)} = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha u} \overline{k(u)} dF(u) \text{ ①},$$

利用

$$E|\hat{Y}(X, k; t)|^2 = \int_{-\infty}^{\infty} |k(x)|^2 dF(x)$$

便得到

$$E|X(t+\alpha) - \hat{Y}(X, k; t)|^2 = \int_{-\infty}^{\infty} |e^{i\alpha x} - k(x)|^2 dF(x). \quad \text{证毕}$$

①  $X(t+\alpha) = \int_{-\infty}^{\infty} X(t-\theta) dK(\theta)$ , 此处  $K(\theta) = 0$  ( $\theta < -\alpha$ ),  $K(\theta) = 1$  ( $\theta \geq -\alpha$ ).

又从  $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\alpha\theta} dK(\theta) = e^{i\alpha x}$  推出  $X(t+\alpha) = \hat{Y}(X, e^{i\alpha x}; t)$ .

对极小化  $J(k)$  的  $k(x)$ , 下列定理给出极其一般的解。

**定理 17.1** 令  $\alpha > 0$ , 若有  $h(x) \in \mathfrak{N}$ , 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{i\tau x} h(x) dF(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\tau x} e^{i\alpha x} dF(x) \quad (17.6)$$

对所有的  $\tau > 0$  成立, 则对任意的  $k(x) \in \mathfrak{N}$ , 有

$$J(k) \geq J(h). \quad (17.7)$$

这就是说, 这个  $h(x)$  就是使  $J(k)$  为极小的那个  $k(x)$ 。

**证明** 令在  $[0, \infty)$  上为有界变分, 而在  $(-\infty, 0)$  上等于 0 的函数  $K_n(\theta)$  的 Fourier-Stieltjes 变换为  $k_n(x)$ , 并设

$$\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) k_n(x) = k(x).$$

于是

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) \overline{k(x)} dF(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} h(x) \text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) k_n(x) dF(x) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) \overline{k_n(x)} dF(x) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) dF(x) \int_0^{\infty} e^{i\tau x} d\overline{K_n(\theta)} \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^{\infty} d\overline{K_n(\theta)} \int_{-\infty}^{\infty} h(x) e^{i\tau x} dF(x) \end{aligned}$$

由 (17.6)

$$\begin{aligned} &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_0^{\infty} d\overline{K_n(\theta)} \int_{-\infty}^{\infty} e^{i(\alpha+\theta)x} dF(x) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} dF(x) \int_0^{\infty} e^{i\theta x} d\overline{K_n(\theta)} \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) \int_0^{\infty} e^{i\theta x} d\overline{K_n(\theta)} dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} k(x) dF(x). \end{aligned}$$

亦即

$$\int_{-\infty}^{\infty} h(x) \overline{k(x)} dF(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \overline{k(x)} dF(x). \quad (17.8)$$

特别, 令  $k(x) = h(x)$ , 就有

$$\int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 dF(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \overline{h(x)} dF(x), \quad (17.9)$$

由于上式左边是实数, 所以它又等于

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\alpha x} h(x) dF(x) = 2\Re \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \overline{h(x)} dF(x). \quad (17.10)$$

現在

$$\begin{aligned} J(k) &= \int_{-\infty}^{\infty} |e^{i\alpha x} - k(x)|^2 dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} dF(x) - 2\Re \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \overline{k(x)} dF(x) + \int_{-\infty}^{\infty} |k(x)|^2 dF(x), \end{aligned}$$

令  $k=h$ , 便有

$$J(h) = \int_{-\infty}^{\infty} dF(x) - 2\Re \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \overline{h(x)} dF(x) + \int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 dF(x)$$

由 (17.9) 及 (17.10)

$$= \int_{-\infty}^{\infty} dF(x) - \int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 dF(x).$$

故

$$\begin{aligned} J(k) - J(h) &= \int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 dF(x) - 2\Re \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\alpha x} \overline{k(x)} dF(x) \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} |k(x)|^2 dF(x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{由 (17.8)} \quad &= \int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 dF(x) - 2\Re \int_{-\infty}^{\infty} h(x) \overline{k(x)} dF(x) \\ &\quad + \int_{-\infty}^{\infty} |k(x)|^2 dF(x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} |h(x) - k(x)|^2 dF(x) \geq 0. \end{aligned}$$

于是 (17.7) 得证。

证毕

## § 18 最优预报运算函数

我們对  $X(t)$  的谱函数作进一步的假设。令谱函数  $F(x)$  为绝对连续, 并且

$$F''(x) = \Phi(x) (\geq 0). \quad (18.1)$$

$F(x)$  为不連續函数的情形也并不少,但在实际問題中,对这种情形,可用绝对連續函数来近似,因此考虑譜函数为绝对連續且 (18.1) 成立的平稳过程的預报問題将充分地起作用。所以,从实际观点来看, (18.1) 并不是太强的假設。

更假設

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left| \log \frac{\Phi(x)}{1+x^2} \right| dx < \infty. \quad (18.2)$$

先叙述下面用到的函数  $\Phi(x)$  的一些性质<sup>①</sup>。

**引理 18.1** 令  $\Phi(x) \in L_2(-\infty, \infty)$ ,  $\Phi(x) \geq 0$ 。若 (18.2) 成立,則存在  $\Psi(x) \in L_2(-\infty, \infty)$ , 使得

$$\Phi(x) = |\Psi(x)|^2. \quad (18.3)$$

而且  $\Psi(x)$  的 Fourier 变换<sup>②</sup> (在  $L_2$  上的)  $\psi(t)$  有性质:

$$\psi(t) = 0 \quad (t < 0). \quad (18.4)$$

又存在函数  $\Psi(x+iy)$ , 当  $y < 0$  为正则, 且在  $y < 0$  的半平面上沒有零点, 使得

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\Psi(x+iy)|^2 dx \leq C \quad (C \text{ 不依赖于 } y < 0)$$

并且

$$\lim_{y \rightarrow -0} \Psi(x+iy) = \Psi(x).$$

**定理 18.1** 假設 (18.1) 和 (18.2)。这时若

$$h(x) = \frac{1}{\Psi(x)} \lim_{A \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_0^A \psi(x+t) e^{-iat} dt \quad (18.5)$$

( $\psi(t)$  是 (18.3) 中的  $\Psi(x)$  的 Fourier 变换) 是  $x$  的函数, 則  $\tilde{h}(X, h; t)$  是最优預报过程。实际上, 当且只当  $k(x) = h(x)$  时 (除零测

① 証明見著者: 应用数学概論 II (岩波全书), §16.4.

②  $\psi(t) = \lim_{A \rightarrow \infty} \frac{1}{2\pi} \int_{-A}^A e^{iat} \Psi(x) dx$ .

集以外),  $J(h)$  为最小。这时  $J(h)$  的值为

$$\int_0^{\alpha} |\psi(t)|^2 dt. \quad (18.6)$$

(18.6) =  $J(h)$  叫做均方误差。

**证明** 根据定理 17.1, 只须证明由 (18.5) 所定义的  $h(x)$  满足 (17.6) 即可。令  $h(x) \in \mathfrak{R}$ , 则

$$\int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 dF = \int_{-\infty}^{\infty} |h(x)|^2 \Psi(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} |h(x) \Psi(x)|^2 dx,$$

所以  $h(x) \Psi(x) \in L_2(-\infty, \infty)$ 。故由 (18.5) 推得  $h(x) \Psi(x)$  的 Fourier 变换为

$$\xi(t) = \begin{cases} \psi(t+\alpha) & (t \geq 0), \\ 0 & (t < 0). \end{cases} \quad (18.7)$$

因此

$$\int_{-\infty}^{\infty} e^{i\tau x} h(x) dF(x) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{i\tau x} h(x) \Psi(x) \overline{\Psi(x)} dx$$

由 Parseval 等式并留意 (18.4)

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \psi(t+\tau+\alpha) \overline{\psi(t)} dt$$

再由 Parseval 等式

$$\begin{aligned} &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{i(\tau+\alpha)x} \overline{\psi(x)} \overline{\Psi(x)} dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{i(\tau+\alpha)x} dF(x). \end{aligned}$$

于是 (17.6) 得证。

最优预报运算函数<sup>①</sup>  $h(x)$  的唯一性 (除  $dF$ -零测集以外), 可从证明定理 17.1 时所得到的等式

$$J(k) - J(h) = \int_{-\infty}^{\infty} |h(x) - k(x)|^2 dF(x)$$

<sup>①</sup> 从运算这个术语来说, 运算函数应该是指这样的算子: 把以  $h(x)$  为 Fourier-Stieltjes 变换的那个有界变分函数  $H(l)$ , 即把满足  $h(x) = \int_{-\infty}^x e^{-ix\theta} dH(\theta)$  的  $H(\theta)$  运用于  $X$  的算子, 但这样的  $H(\theta)$  不一定存在, 所以我们称  $h(x)$  本身为运算函数。



中容易看出。

其次, 因为  $\Psi(x)e^{i\alpha x}$  的 Fourier 变换是  $\psi(t+\alpha)$ , 并且  $h(x)\Psi(x)$  的 Fourier 变换是 (18.7) 中的  $\xi(t)$ , 所以由 Parseval 等式, 有

$$\begin{aligned} J(h) &= \int_{-\infty}^{\infty} |\psi(t+\alpha) - \xi(t)|^2 dt \\ &= \int_{-\infty}^0 |\psi(t+\alpha)|^2 dt \\ &= \int_0^{\alpha} |\psi(t)|^2 dt \text{ ①.} \end{aligned} \quad \text{証毕}$$

### § 19 最优预报运算函数的例子②

列举最优预报运算函数的例子。

(1) 考虑宽平稳过程, 其谱函数  $F(x)$  由下式给定:

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{du}{1+u^2}, \quad (19.1)$$

$$\Phi(x) = \frac{1}{1+x^2}. \quad (19.2)$$

这时我们有

$$\begin{aligned} \Psi(x) &= \frac{1}{x-i}, \quad \bar{\Psi}(x) = \frac{1}{x+i}, \\ \psi(t) &= \begin{cases} \sqrt{2\pi}i e^{-t} & (t>0), \\ 0 & (t\leq 0), \end{cases} \end{aligned}$$

而且

$$h(x) = (x-i) \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{\infty} \sqrt{2\pi}i e^{-(\alpha+t)} e^{-i\omega t} dt = e^{-\alpha}.$$

这就是说,  $h(x)$  是一常数, 它显然是  $L_2(dF)$  的函数, 又若令

① 上面的讨论, 可参看 N. Wiener [1], T. Kawata (河田龍夫) [2], J. L. Doob [2], U. Grenander-M. Rosenblatt [1], K. Karhunen [1], [2].

② 参看 N. Wiener [1].

$$K(\theta) = \begin{cases} 0 & (\theta \leq 0), \\ e^{-\alpha\theta} & (\theta > 0), \end{cases}$$

則可以写成  $h(x) = \int_0^\infty e^{-\alpha\theta} dK(\theta)$ , 所以  $h(x) \in \Omega$ . 故最优预报值是

$$\begin{aligned} \hat{y}(X, h; t) &= \int_0^\infty X(t-\theta) dK(\theta) \\ &= e^{-\alpha t} X(t). \end{aligned}$$

这时均方误差是  $(1 - e^{-2\alpha})\pi$ .

(2) 当

$$\Phi(x) = \frac{1}{1+x^4}$$

时, 我們有

$$\begin{aligned} \Psi(x) &= \frac{1}{\left(x - \frac{i+1}{\sqrt{2}}\right)\left(x + \frac{1-i}{\sqrt{2}}\right)}, \\ h(x) &= px + q, \end{aligned}$$

此处

$$p = i\sqrt{2} e^{-\frac{\alpha}{\sqrt{2}}} \sin \frac{\alpha}{2}, \quad q = e^{-\frac{\alpha}{\sqrt{2}}} \left( \cos \frac{\alpha}{\sqrt{2}} + \sin \frac{\alpha}{\sqrt{2}} \right).$$

更一般地考虑  $\Psi(x)$  为有理函数的情形. 留意引理 18.1, 可知当  $z$  为复数时,  $\Psi(z)$  的极点不可能在下半平面上, 此外虽然  $\Psi(x) \in L_2(-\infty, \infty)$ , 但极点也不在实轴上, 并且分母的次数必須高于分子的次数. 因此, 令

$$\Psi(z) = \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} \frac{a_{mn}}{(z - z_n)^m}, \quad \Im z_n > 0, \quad (19.3)$$

我們来考虑这样的  $\Psi(z)$ . 这样一来,

$$\begin{aligned} \psi(t) &= \lim_{A \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-A}^A \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} \frac{a_{mn}}{(x - z_n)^m} e^{ixt} dx \\ &= \sqrt{2\pi} \sum_n \sum_m a_{mn} \frac{t^{m-1} e^{iz_n t}}{i^{m-1} (m-1)!} \quad (t > 0), \\ &= 0 \quad (t < 0), \end{aligned} \quad (19.4)$$

因为由分部积分容易得到

$$\frac{i^m}{(m-1)!} \int_0^\infty t^{m-1} e^{-t(x-z_n)t} dt = \frac{1}{(x-z_n)^m} \quad (19.5)$$

亦即

$$-\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^\infty t^{m-1} e^{iz_n t} e^{-ixt} dt = -\frac{i^{-m}(m-1)!}{\sqrt{2\pi} (x-z_n)^m}.$$

因此, 由 Fourier 变换的反演公式得 (右边是  $L_2$  的函数)

$$\begin{aligned} \frac{1}{2\pi} \text{l.i.m.}_{A \rightarrow \infty} \int_{-A}^A \frac{i^{-m}(m-1)!}{(x-z_n)^m} e^{ixt} dx &= t^{m-1} e^{iz_n t} \quad (t > 0), \\ &= 0 \quad (t < 0). \end{aligned}$$

故

$$\begin{aligned} &\text{l.i.m.}_{A \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^1 \psi(\alpha+t) e^{-ixt} dt \\ &= \text{l.i.m.}_{A \rightarrow \infty} \int_0^1 e^{-ixt} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} a_{mn} \frac{i^m (t+\alpha)^{m-1}}{(m-1)!} e^{iz_n(t+\alpha)} dt \\ &= \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} a_{mn} \frac{e^{iz_n \alpha} i^m}{(m-1)!} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(m-1)!}{k! (m-k-1)!} \alpha^{m-1-k} \\ &\quad \times \text{l.i.m.}_{A \rightarrow \infty} \int_0^1 t^k e^{i(z_n-x)t} dt \end{aligned}$$

利用 (19.5)

$$= \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} a_{mn} e^{iz_n \alpha} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(i\alpha)^{m-1-k}}{(m-k-1)! (x-z_n)^{k+1}}.$$

因此, (18.5) 的  $h(x)$  应为

$$h(x) = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} a_{mn} e^{iz_n \alpha} \sum_{k=0}^{m-1} \frac{(i\alpha)^{m-1-k}}{(m-k-1)! (x-z_n)^{k+1}}}{\sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^{M_n} \frac{a_{mn}}{(x-z_n)^m}} \quad (19.6)$$

这显然是有理函数。

一般, 若令 (18.5) 的  $h(x)$  为有理函数, 其分母的零点位于上半平面上, 并且分母的次数不低于分子的次数, 则这是  $S_1$  的函数。

实际上,  $h(\omega)$  可以表为  $\int_0^\infty e^{-i\omega t} dK(t)$ , 此处  $K(t)$  是  $[0, \infty)$  上的有界变分函数.

**証明**  $h(\omega)$  显然是下半平面上的正则函数. 因此, 只須把  $\frac{1}{(\omega - \omega_n)^k}$  ( $k \geq 0$ ) 写成  $\int_0^\infty e^{-i\omega t} dK(t)$  即可 ( $\exists \omega_n > 0$ ). 实际上, 取  $K(t) = \int_0^t (i^k t^{k-1} e^{i\omega_n t} / (k-1)!) dt$  即可. 并且有

$$\int_0^\infty |dK(t)| = \frac{1}{(k-1)!} \int_0^\infty t^{k-1} e^{-\omega_n t} dt < \infty \quad (\omega_n = \exists \omega_n > 0).$$

## § 20 微分算子与最优预报

如前面一样, 令  $X(t)$  为宽平稳过程,  $F(x)$  为它的谱函数. 若

$$\int_{-\infty}^\infty x^2 dF(x) < \infty, \quad (20.1)$$

则

$$\text{l.i.m.}_{h \rightarrow 0} \frac{X(t+h) - X(t)}{h} \quad (20.2)$$

对所有的  $t$  概率为 1 地存在. 記 (20.2) 为  $X'(t)$ .  $X'(t)$  也是宽平稳过程, 它的谱函数是  $\int_{-\infty}^x x^2 dF(x)$ .

証明是简单的. 設  $X(t+h) - X(t) = \Delta_h X(t)$ .

$$E \left| \frac{\Delta_h X(t)}{h} - \frac{\Delta_{h'} X(t)}{h'} \right|^2 \quad (20.3)$$

$$\begin{aligned} &= \frac{1}{h^2} E |\Delta_h X(t)|^2 - \frac{2}{hh'} \Re E \Delta_h X(t) \overline{\Delta_{h'} X(t)} \\ &\quad + \frac{1}{h'^2} E |\Delta_{h'} X(t)|^2. \end{aligned} \quad (20.4)$$

但是

$$E \Delta_h X(t) \overline{\Delta_{h'} X(t)} = \rho(h-h') - \rho(-h') - \rho(h) + \rho(0),$$

故

$$\begin{aligned} \lim_{h' \rightarrow 0} \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{hh'} E \Delta_h X(t) \overline{\Delta_{h'} X(t)} \\ = \lim_{h' \rightarrow 0} \frac{1}{h'} [\rho'(-h') - \rho'(0)] = -\rho''(0), \end{aligned}$$

此处由  $\rho(u) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{iux} dF(x)$  和 (20.1) 便知  $\rho''(0) = -\int_{-\infty}^{\infty} x^2 dF(x)$  存在。特别, 令  $h=h'$ , 便得

$$E |\Delta_h X(t)|^2 \rightarrow -[\rho(h) - 2\rho(0) + \rho(-h)].$$

故  $\frac{1}{h^2} E |\Delta_h X(t)|^2 \rightarrow -\rho''(0)$ . 把这些代入 (20.4), 就知 (20.3) 收敛于 0. 因此 (20.2) 均方收敛。记这个极限为  $X'(t)$ , 便有

$$\begin{aligned} E X'(t+u) \overline{X'(t)} &= E \left[ \lim_{h \rightarrow 0} \frac{\Delta_h X(t+u)}{h} \cdot \lim_{h' \rightarrow 0} \overline{\frac{\Delta_{h'} X(t)}{h'}} \right] \\ &= \lim_{h' \rightarrow 0} \lim_{h \rightarrow 0} \frac{1}{hh'} E \Delta_h X(t+u) \overline{\Delta_{h'} X(t)}. \end{aligned}$$

如上面一样, 也可以证明上式等于  $-\rho''(u) = \int_{-\infty}^{\infty} x^2 e^{iux} dF(x)$ . 因此  $X'(t)$  是宽平稳过程, 它的谱函数是  $\int_{-\infty}^x x^2 dF(x)$ .

同样, 得到下列的

**定理 20.1** 若

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^{2p} dF(x) < \infty \quad (p \text{ 是正整数}), \quad (20.5)$$

则

$$X^{(k)}(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{X^{(k-1)}(t+h) - X^{(k-1)}(t)}{h} \quad (k=1, 2, \dots, p)$$

也是宽平稳过程, 它的谱函数是  $\int_{-\infty}^x x^{2k} dF(x)$ . 又  $X^{(p)}(t)$  的协方差函数是  $(-1)^p \rho^{(2p)}(u)$ , 此处  $\rho(u)$  是  $X(t)$  的协方差函数。

还有

$$\lim_{h \rightarrow 0} h^{-p} \sum_{k=0}^p \binom{p}{k} (-1)^{p-k} X(t+kh) = X^{(p)}(t). \quad (20.6)$$

此式可用数学归纳法证明, 留给读者去证。

其次, 往证  $X^{(p)}(t)$  在 (20.5) 的条件下可以写成形状  $\mathfrak{F}(X, k; t)$ 。取

$$\begin{aligned} K_n(\theta) &= 0 & (\theta < 0), \\ &= (-n)^p \sum_{k=0}^j \binom{p}{k} (-1)^{p-k} \left( \frac{j}{n} - \theta + \frac{j+1}{n} \right) & (j = 0, 1, \dots, p-1), \\ &= (-n)^p \sum_{k=0}^p \binom{p}{k} (-1)^{p-k} \left( \frac{j}{n} + \theta < \infty \right). \end{aligned} \quad (20.7)$$

于是

$$\begin{aligned} k_n(x) &= \int_0^\infty e^{-ix\theta} dK_n(\theta) \\ &= (-n)^p \sum_{k=0}^p \binom{p}{k} (-1)^{p-k} e^{-i\frac{k}{n}x} \\ &= (-n)^p (e^{-i\frac{x}{n}} - 1)^p. \end{aligned}$$

故  $k_n(x) \rightarrow (ix)^p$ , 并且  $|k_n(x)| \leq |x|^p$ . 因此  $|k_n(x) - (ix)^p|^2 \leq 4|x|^{2p}$ . 由 (20.5) 可知  $k_n(x)$ ,  $(ix)^p$  及它们之差属于  $L_2(dF)$ , 所以

$$\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} L_2(dF) k_n(x) = (ix)^p.$$

另一方面

$$\int_0^\infty X(t-\theta) dK_n(\theta) = (-n)^p \sum_{k=0}^p \binom{p}{k} (-1)^{p-k} X\left(t - \frac{k}{n}\right),$$

所以由 (20.6) 推出

$$\text{l.i.m.}_{n \rightarrow \infty} \int_0^\infty X(t-\theta) dK_n(\theta) = X^{(p)}(t).$$

因此

$$X^{(p)}(t) = \mathfrak{F}(X, k; t), \quad k(x) = (ix)^p.$$

到此证明完毕。

由上可知,  $(ix)^p$  相应于以  $X(t)$  的导数  $X^{(p)}(t)$  作为输出的

过滤器。

现在对  $X(t)$  的谱函数加上与 § 18 相同的假设, 再来考虑最优预报。假设  $P''(x) = \Phi(x)$ , 且

$$\int_{-\infty}^{\infty} \left| \log \frac{\Phi(x)}{1+x^2} \right| dx < \infty, \quad (20.8)$$

又假设

$$\int_{-\infty}^{\infty} x^{2p} \Phi(x) dx < \infty, \quad \Phi(x) = |\Psi(x)|^2. \quad (20.9)$$

这时, 往证下列的

**定理 20.2** 假设 (20.8) 和 (20.9)。又令  $x^k \Phi^{\frac{1}{2}}(x) \in L_1$  ( $p = k = 1$ )。若

$$\begin{aligned} r(x) = & \frac{1}{2\pi} \frac{1}{\Psi(x)} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_0^A e^{-i\alpha t} \int_{-\infty}^{\infty} \Psi(u) e^{iut} \left[ e^{i\alpha u} - 1 \right. \\ & \left. - i\alpha u - \dots - \frac{(i\alpha)^{p-1} u^{p-1}}{(p-1)!} \right] du \end{aligned} \quad (20.10)$$

是  $\mathfrak{R}$  的函数, 则

$$h(x) = \frac{1}{\Psi(x)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_0^A \psi(\alpha+t) e^{-i\alpha t} dt \quad (20.11)$$

是最优预报值, 并且这个  $h(x)$  可以写成

$$\begin{aligned} h(x) = & 1 + i\alpha x + \frac{\alpha^2}{2!} (ix)^2 + \dots \\ & + \frac{\alpha^{p-1}}{(p-1)!} (ix)^{p-1} + r(x), \end{aligned} \quad (20.12)$$

此处  $\psi(t)$  是  $\Psi(t)$  的 Fourier 变换。

**证明** 我们有

$$|x^{2p} \Phi(x)| = |x^{2p} \Psi(x)|^2,$$

因而根据引理 18.1 (以  $x^{2k} \Phi(x)$  ( $k=0, 1, 2, \dots, p$ ) 代替  $\Phi$ , (18.2) 仍然成立),  $x^k \Psi(x)$  的 Fourier 变换在实的实轴上等于 0, 而且

$$\psi^{(k)}(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} (ix)^k \Psi(x) e^{ixt} dx.$$

从假设  $(\phi^{(p)} \frac{1}{x^2})(x) \in L_1$  看出, 上式右边的积分绝对收敛。

现在令

$$r(x) = h(x) = 1 - i\alpha x - \dots - \frac{\alpha^{p-1}(ix)^{p-1}}{(p-1)!},$$

则此式等于

$$\begin{aligned} \frac{1}{\psi(x)} & \sim \frac{1}{2\pi} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_0^A \psi(\alpha+t) e^{-ixt} dt \\ & = 1 - i\alpha x - \dots - \frac{\alpha^{p-1}(ix)^{p-1}}{(p-1)!} \\ & = \frac{1}{\psi(x)} \sim \frac{1}{2\pi} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_0^A \left\{ \psi(t+\alpha) - \psi(t) \right. \\ & \quad \left. - \alpha\psi'(t) - \dots - \frac{\alpha^{p-1}}{(p-1)!} \psi^{(p-1)}(t) \right\} e^{-ixt} dt \\ & = \frac{1}{\psi(x)} \sim \frac{1}{2\pi} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_0^A e^{-ixt} \left[ \int_{-\infty}^{\infty} \left\{ \psi(u) e^{iux} - \psi(u) \right. \right. \\ & \quad \left. \left. - \alpha iu\psi(u) - \dots - \frac{\alpha^{p-1}}{(p-1)!} (iu)^{p-1}\psi(u) \right\} e^{iut} du \right] dt. \end{aligned} \quad (20.13)$$

可知(20.10)满足(20.12)。

其次, 若  $r(x) \in \Omega$ , 则  $h(x) \in \Omega$ , 因为  $(ix)^k$  是  $\Omega$  的函数。因此由定理 18.1 便得到我们的定理。 証毕

**定理 20.3** 定理 20.2 中的  $r(x)$  可以写成

$$\begin{aligned} r(x) &= \frac{1}{\psi(x)} \sim \frac{1}{2\pi} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_0^A e^{-ixt} dt \int_0^\alpha du_1 \\ & \quad \times \int_0^{u_1} \dots \int_0^{u_{p-1}} \psi^{(p)}(t+u_p) du_p. \end{aligned} \quad (20.14)$$

**证明** 从

$$\begin{aligned} \psi(t+\alpha) &= \psi(t) + \alpha\psi'(t) + \frac{\alpha^2}{2!}\psi''(t) + \dots + \frac{\alpha^{p-1}}{(p-1)!}\psi^{(p-1)}(t) \\ & \quad + \int_0^\alpha du_1 \int_0^{u_1} \dots \int_0^{u_{p-1}} \psi^{(p)}(t+u_p) du_p \end{aligned}$$

容易推出(20.14)。

証毕



定理 20.2 还可以改述为下列的

**定理 20.4** 若定理 20.2 中的  $h(x)$  或者  $r(x)$  是  $\mathfrak{R}$  的函数, 則  $X(t+\alpha)$  的最优預报为

$$X(t) + \alpha X'(t) + \cdots + \frac{\alpha^{p-1}}{(p-1)!} X^{(p-1)}(t) + \mathfrak{F}(X, r; t). \quad (20.15)$$

## 第5章 噪声过程

本章討論噪声的数学分析。所謂噪声，就是由真空管內的霰射效应 (shot effect) 所产生的东西。我們来研究它的統計性质。在通信理論或者信息論中，通常把噪声看做正态过程来处理。下面說明这个原因。

噪声的均值和方差，很早以前已为人們所知。近来由 S. O. Rice 等人的研究，已进一步得到更加精确的統計性质。噪声过程不象 Brown 运动那样变化激烈，而是相当平滑的过程。作为通管理論來說，它的零点（假設均值为 0）分布是重要的。正如从人工发声器的实验所知道的那样，声音的判別，与其說是較多地依赖于振幅，不如說是較多地依赖于振动波的个数，即零点的个数。不管怎么样，作为噪声的統計性质，对单位時間內零点的均值，以及相連零点間的时间間隔的分布等等，人們都有所研究。本章沒有更多的篇幅来討論那些性质，而只說明噪声过程的基本事項。

### §21 霰射效应

現在讓我們从随机过程的观点，来考虑在真空管电流輸出中所出現的电压起伏的問題，即噪声的問題。

如果把电子从阴极跳到阳极看做脉冲，那末脉冲的发生在時間上是完全随机的。这个脉冲对电流的反应产生后效。我們假設在任意时刻上的反应，等于該时刻以前所发生的脉冲的后效的算术和。

假設电压的变化过程可由上述的构造来表示，然后从概率观点来研究这个过程性质。

令  $W(t, \tau)$  表示在时刻  $\tau$  发生的单位强度脉冲的反应在以后的时刻  $t$  上的值。由于这个后效随着时间的推移而将消灭, 所以当  $|t - \tau|$  很大时, 几乎可以认为它是 0。

令  $t_1, t_2, \dots, t_n$  为在  $t$  以前脉冲发生的时刻, 又令  $a_k$  为在  $t_k$  上所发生的脉冲强度, 于是在  $t$  的后效和可以写成

$$X(t) = \sum_{k=1}^n a_k W(t, t_k). \quad (21.1)$$

因为脉冲的发生完全是随机的, 所以可以认为脉冲的发生遵循 Poisson 分布是正确的。这就是说, 在  $s$  的时间间隔内, 有  $k$  个脉冲发生的概率等于

$$e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!}, \quad (21.2)$$

此处  $c$  是表示频数的常数。(21.1) 更可以写成

$$X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} W(t, s) dy(s), \quad (21.3)$$

此处  $y(t)$  在脉冲发生的时点之间为一常数, 而且  $y(t)$  在脉冲发生的时点上的跳跃表示脉冲的强度。强度也完全是随机变化的。因此, 设  $y(t)$  的跳跃遵循一定的概率分布。又设

$$y(t_2) - y(t_1), y(s_2) - y(s_1) \quad (s_1 < s_2 \leq t_1 < t_2)$$

为独立。

若  $y(t)$  在时点  $t_i$  上不连续, 则设  $y(t_i + 0) - y(t_i - 0) = u_i$  遵循一个概率分布。令  $F(x)$  为这个  $u_i$  的分布函数 (不依赖于  $i$ ), 又设  $u_1, u_2, \dots$  为独立。

稍为更详细一些, 就是假设

$$\begin{aligned} P(y(t+s) - y(t) \leq \xi) \\ &= 0 & (\xi < 0), \\ &= e^{-cs} & (\xi = 0), \\ &= e^{-cs} + \sum_{k=1}^{\infty} e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!} P\left(\sum_{i=1}^k u_i \leq \xi\right) & (\xi > 0). \end{aligned} \quad (21.4)$$

更假设

$$0 < u_i \leq M \quad (M \text{ 是常数}), \quad (21.5)$$

$$E u_i = \alpha, \quad E u_i^2 = \beta. \quad (21.6)$$

让我们叙述随机过程  $y(t)$  的一些性质。

$$\begin{aligned} E(y(t+s) - y(t)) &= \int_0^\infty \xi dP(y(t+s) - y(t) \leq \xi) \\ &= \sum_{k=1}^\infty e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!} \int_0^\infty \xi dP\left(\sum_{i=1}^k u_i \leq \xi\right) \end{aligned}$$

因为式中的积分是  $\sum_{i=1}^k u_i$  的平均值, 即等于  $\sum_{i=1}^k E(u_i) = k\alpha$

$$\begin{aligned} &= \sum_{k=1}^\infty e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!} k\alpha = \alpha e^{-cs} \sum_{k=1}^\infty \frac{(cs)^{k-1}}{(k-1)!} \\ &= \alpha cs, \end{aligned}$$

于是

$$E(y(t+s) - y(t)) = \alpha cs. \quad (21.7)$$

因此, 令

$$Y(t) = y(t) - \alpha ct, \quad (21.8)$$

则

$$E(Y(t+s) - Y(t)) = 0.$$

其次, 令  $s_1 < s_2 \leq t_1 < t_2$ , 则

$$\begin{aligned} E(Y(t_2) - Y(t_1))(Y(s_2) - Y(s_1)) \\ = E(Y(t_2) - Y(t_1))E(Y(s_2) - Y(s_1)) = 0. \end{aligned}$$

$$\text{又} \quad E\{Y(t+s) - Y(t)\}^2 = E(y(t+s) - y(t))^2 = \alpha^2 c^2 s^2$$

$$\begin{aligned} &= \int_0^\infty \xi^2 dP(y(t+s) - y(t) \leq \xi) = \alpha^2 c^2 s^2 \\ &= \sum_{k=1}^\infty e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!} \int_0^\infty \xi^2 dP\left(\sum_{i=1}^k u_i \leq \xi\right) = \alpha^2 c^2 s^2 \\ &= \sum_{k=1}^\infty e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!} \{k(\beta - \alpha^2) + (k\alpha)^2\} = \alpha^2 c^2 s^2 \\ &= \beta cs + \alpha^2 \sum_{k=1}^\infty k(k-1) e^{-cs} \frac{(cs)^k}{k!} = \alpha^2 c^2 s^2 \\ &= \beta cs. \end{aligned}$$

于是得到

$$\mathbb{E}(Y(t) - Y(s)) = 0, \quad (21.9)$$

$$\mathbb{E}|Y(t) - Y(s)|^2 = c\beta t - c\beta s, \quad (21.10)$$

而且  $Y(t)$  是正交过程。

因此, 根据 § 13 的讨论, 对任意的  $t$  可以定义

$$X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} W(t, s) dY(s), \quad (21.11)$$

此处  $W(t, s)$  作为  $s$  的函数, 满足:

$$W(t, s) \in L_2(-\infty, \infty). \quad (21.12)$$

这样定义的  $X(t)$  叫做噪声过程。

## § 22 噪声过程的分布

为了研究噪声过程的分布, 我们来求它的特征函数。采用上节的定义和记号。

**引理 22.1**  $\Delta_s Y = Y(t+s) - Y(t)$  的特征函数为

$$\exp\{cs(g(u) - 1 - i\alpha u)\}, \quad (22.1)$$

此处  $g(u)$  是  $u_i$  的特征函数。

**证明**  $\Delta_s Y$  的特征函数是

$$\begin{aligned} & \mathbb{E} \exp[iu\{Y(t+s) - Y(t)\}] \\ &= \mathbb{E} \exp[iu(y(t+s) - y(t) - cas)] \\ &= \exp(-iucas) \int_{-\infty}^{\infty} \exp(iu\xi) dP(y(t+s) - y(t) \leq \xi) \\ &= \exp(-iucas) \left( e^{-cs} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{e^{-cs}}{k!} (cs)^k \int_{-\infty}^{\infty} e^{iuk\xi} dP\left(\sum_{i=1}^k u_i \leq \xi\right) \right) \end{aligned}$$

由  $\{u_i\}$  的独立性

$$\begin{aligned} &= \exp(-iucas) \left( e^{-cs} + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{e^{-cs}}{k!} (cs)^k g^k(u) \right) \\ &= e^{-iucas} e^{-cs} e^{cs g(u)} = \exp\{cs(g(u) - 1 - i\alpha u)\}. \end{aligned}$$

利用这个引理,往证下列的

**定理 22.1** (21.11) 所定义的  $X(t)$  的特征函数为

$$f(u) = \exp \left[ c \int_{-\infty}^{\infty} \{g(uW(t, s)) - 1 - i\alpha W(t, s)u\} ds \right]. \quad (22.2)$$

**证明** 令  $W(t, s) = G(s)$ , 只须证明  $X = \int_{-\infty}^{\infty} G(s) dY(s)$  的特征函数为

$$\exp \left[ c \int_{-\infty}^{\infty} \{g(uG(s)) - 1 - i\alpha G(s)u\} ds \right] \quad (22.3)$$

即可。

首先,对  $G(t)$  为下列阶梯函数

$$G(t) = \begin{cases} 0 & (t < a_0), \\ c_j & (a_{j-1} \leq t < a_j) \quad (j \leq n), \\ 0 & (t \geq a_n) \end{cases} \quad (22.4)$$

的情形,往证(22.3). 这时,由定义有

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} G(t) dY(t) &= \sum_{j=1}^n c_j \{Y(a_j - 0) - Y(a_{j-1} + 0)\} \\ &= \text{l. i. m.}_{\varepsilon \rightarrow +0} \sum_{j=1}^n c_j \{Y(a_j - \varepsilon) - Y(a_{j-1} + \varepsilon)\}. \end{aligned}$$

因为均方收敛蕴涵依概率收敛,所以

$$\begin{aligned} &E \exp \left( iu \int_{-\infty}^{\infty} G(t) dY(t) \right) \\ &= \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} E \exp \left[ iu \sum_{j=1}^n c_j \{Y(a_j - \varepsilon) - Y(a_{j-1} + \varepsilon)\} \right] \end{aligned}$$

由于  $\Sigma$  内的随机变数是独立的

$$= \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} \prod_{j=1}^n E \exp [iuc_j \{Y(a_j - \varepsilon) - Y(a_{j-1} + \varepsilon)\}]$$

由引理 22.1

$$\begin{aligned} &= \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} \prod_{j=1}^n \exp [c(a_j - a_{j-1} - 2\varepsilon) (g(uc_j) - 1 - iuc_j\alpha)] \\ &= \prod_{j=1}^n \exp [c(a_j - a_{j-1}) (g(uc_j) - 1 - iuc_j\alpha)] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \exp \sum_{j=1}^n c(a_j - a_{j-1}) (g(uc_j) - 1 - iuc_j\alpha) \\
&= \exp \left[ c \int_{-\infty}^{\infty} \{g(uG(s)) - 1 - i\alpha G(s)u\} ds \right].
\end{aligned}$$

于是对  $G(t)$  由 (22.4) 给定的情形, 证明了 (22.3).

其次, 对一般的  $G(t) \in L_2(-\infty, \infty)$ , 取 (22.4) 那样的阶梯函数  $G_n(t)$ , 并设  $\lim_{n \rightarrow \infty} G_n(t) = G(t)$ .

$$\begin{aligned}
&|g(uG(t)) - 1 - i\alpha G(t)u| = |g(uG_n(t)) - 1 - i\alpha G_n(t)u| \\
&= \left| \int_{-\infty}^{\infty} [\exp(iuG(t)x) - \exp(iuG_n(t)x) \right. \\
&\quad \left. - (iG(t)ux - iG_n(t)ux)] dF(x) \right| \text{①} \\
&\leq K \cdot u^2 |G(t) - G_n(t)|^2 \int_{-\infty}^{\infty} x^2 dF(x).
\end{aligned}$$

故

$$\begin{aligned}
&\int_{-\infty}^{\infty} |g\{(uG(t)) - 1 - i\alpha G(t)u\} \\
&\quad - \{g(uG_n(t)) - 1 - i\alpha G_n(t)u\}| dt \\
&\leq \beta K u^2 \int_{-\infty}^{\infty} |G(t) - G_n(t)|^2 dt \rightarrow 0.
\end{aligned}$$

于是

$$\begin{aligned}
&\lim_{n \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} \{g(uG_n(t)) - 1 - i\alpha G_n(t)u\} dt \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \{g(uG(t)) - 1 - i\alpha G(t)u\} dt.
\end{aligned}$$

从而 (22.3) 得证。

证毕

**系 22.1** 当  $W(t, s) = W(t-s)$  时,  $X(t)$  的特征函数为

$$f(u) = \exp \left[ c \int_{-\infty}^{\infty} \{g(W(s)u) - 1 - i\alpha W(s)u\} ds \right]. \quad (22.5)$$

这是 (22.2) 的特殊情形。这时  $f(u)$  不依赖于  $t$ , 但是 (22.2) 一般地依赖于  $t$ , 所以  $X(t)$  的分布依赖于  $t$ , 因此  $X(t)$  不一定是

① 存在常数  $K$  使得  $|\exp(ia) - \exp(ib) - iu + ib| \leq K(a-b)^2$ .

平稳过程。当

$$W(t, s) = W(t-s) \quad (22.6)$$

时,从形状

$$X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} W(t-s) dY(s)$$

看出,这是严格平稳过程,从而是宽平稳过程。

实际上,从协方差函数也可以看出这一点。

下面求  $X(t)$  的协方差函数。在此之前,从定理 22.1 推出下列的

**定理 22.2** 对  $X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} W(t, s) dY(s)$ , 有

$$E X(t) = 0, \quad \text{Var. } X(t) = c\beta \int_{-\infty}^{\infty} W^2(t, s) ds. \quad (22.7)$$

这叫做 Campbell 定理。微分  $X(t)$  的特征函数就容易得证。

又,  $X(t)$  的半不变量  $\lambda_k(t)$  为

$$\lambda_k(t) = c\mu'_k \int_{-\infty}^{\infty} W^k(t, s) ds, \quad k \geq 2, \quad (22.8)$$

此处  $\mu'_k$  是  $m_t$  的  $k$  阶矩。

其次,计算  $X(t_1)$  和  $X(t_2)$  的联合分布的特征函数。其实这也是定理 22.1 的特殊情形。因为令  $u, v$  为任意的实数(固定的), 并考虑

$$uX(t_1) + vX(t_2) = \int_{-\infty}^{\infty} \{uW(t_1, s) + vW(t_2, s)\} dY(s),$$

则作为  $s$  的函数,  $W(t, s) \in L_2(-\infty, \infty)$ , 所以  $G(s) = uW(t_1, s) + vW(t_2, s) \in L_2(-\infty, \infty)$ , 于是从 (22.3) 推出上式的特征函数为

$$f(w) = \exp \left[ c \int_{-\infty}^{\infty} \{g(w(uW(t_1, s) + vW(t_2, s))) - 1 - i\alpha w(uW(t_1, s) + vW(t_2, s))\} ds \right].$$



令  $w=1$  使得  $f(1) = E \exp i(uX(t_1) + vX(t_2))$ , 而这就是  $(X(t_1), X(t_2))$  的特征函数。于是得到下列的

**定理 22.3**  $(X(t_1), X(t_2))$  的特征函数为

$$\begin{aligned} f(u, v) &= E \exp (iuX(t_1) + ivX(t_2)) \\ &= \exp \left[ c \int_{-\infty}^{\infty} \{g(uW(t_1, s) + vW(t_2, s)) - 1 \right. \\ &\quad \left. - i\alpha(uW(t_1, s) + vW(t_2, s))\} ds \right]. \end{aligned} \quad (22.9)$$

由此计算

$$\left[ -\frac{\partial^2}{\partial u \partial v} f(u, v) \right]_{u=v=0}$$

便得到  $X(t)$  的协方差函数。其结果是

$$E X(t_1) X(t_2) = c\beta \int_{-\infty}^{\infty} W(t_1, s) W(t_2, s) ds. \quad (22.10)$$

特别, 当(22.6)成立时, 我们得到

$$E X(t+u) X(t) = c\beta \int_{-\infty}^{\infty} W(u+v) W(v) dv. \quad (22.11)$$

这显然是只依赖于  $u$  的函数, 即  $X(t)$  是宽平稳过程。

### § 23 噪声过程的谱函数

照样采用上面的假设。往求当  $W(t, s) = W(t-s)$  时的噪声过程

$$X(t) = \int_{-\infty}^{\infty} W(t-s) dY(s) \quad (23.1)$$

的谱函数。

令  $W^*(t)$  为  $W(x) \in L_2(-\infty, \infty)$  的 Fourier 变换, 即

$$W^*(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_{-A}^A e^{-i\omega t} W(x) dx. \quad (23.2)$$

于是如众所周知的那样,

$$W(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \lim_{A \rightarrow \infty} \int_{-A}^A e^{i\omega x} W^*(t) dt.$$

由 (22.11) 推出, (23.1) 的协方差函数是

$$\rho(u) = c\beta \int_{-\infty}^{\infty} W(u+v) W^*(v) dv,$$

由 Parseval 等式, 又知

$$\begin{aligned} \rho(u) &= c\beta \lim_{A \rightarrow \infty} \int_{-\infty}^{\infty} W(u+v) dv \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-A}^A e^{ixv} W^*(x) dx \\ &= c\beta \lim_{A \rightarrow \infty} \lim_{B \rightarrow \infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-A}^A W^*(x) e^{-ixu} dx \int_{-B}^B W(u+v) e^{ix(u+v)} dv \\ &= c\beta \lim_{A \rightarrow \infty} \int_{-A}^A W^*(x) e^{-ixu} dx \text{ l. i. m. } \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-B}^B W(u+v) e^{ix(u+v)} dv \\ &= c\beta \int_{-\infty}^{\infty} W^*(x) W^*(-x) e^{-ixu} dx \\ &= c\beta \int_{-\infty}^{\infty} W^*(x) W^*(-x) e^{ixu} dx. \end{aligned}$$

因为  $W^*(x)$  和  $W^*(-x)$  是共轭复数, 所以

$$\begin{aligned} \rho(u) &= c\beta \int_{-\infty}^{\infty} |W^*(x)|^2 e^{ixu} dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{ixu} d \left( c\beta \int_{-\infty}^x |W^*(s)|^2 ds \right). \end{aligned}$$

因此,  $X(t)$  的谱函数是

$$c\beta \int_{-\infty}^{\infty} |W^*(s)|^2 ds. \quad (23.3)$$

## § 24 正态过程与噪声的极限

令  $X(t)$  为一随机过程。对任意的有穷个时点  $t_1, t_2, \dots, t_N$ ,  $(X(t_1), \dots, X(t_N))$  的分布恒遵循正态分布时, 我们称  $X(t)$  为正态过程。  $X(t_1), \dots, X(t_N)$  的联合分布的特征函数为

$$\exp \left( -\frac{1}{2} \sum_{n=1}^N \sum_{m=1}^N \sigma_{mn} u_m u_n + i \sum_{m=1}^N a_m u_m \right), \quad (24.1)$$

此处  $\sigma_{mn} = \sigma(t_m, t_n)$  是  $X(t_m)$  和  $X(t_n)$  的协方差,  $a_m = a(t_m)$  是

$X(t_m)$  的均值, 而矩陣  $(\sigma_{mn})$  是非負定的。若行列式  $|\sigma_{mn}| \neq 0$ , 則上述分布的概率密度为

$$\frac{|\sigma^{nn}|^{1/2}}{(2\pi)^{N/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_n \sum_m \sigma^{nn} (x_n - a_n) (x_n - a_n)'\right), \quad (24.2)$$

此处  $(\sigma^{nn})$  是  $(\sigma_{mn})$  的逆矩陣。

$(\sigma_{mn}) = M$  是协方差矩陣。記  $(\sigma^{nn}) = M^{-1}$ , 則 (24.2) 变成

$$\frac{|M^{-1}|^{1/2}}{(2\pi)^{N/2}} \exp\left(-\frac{1}{2} (x-a) M^{-1} (x-a)'\right), \quad (24.3)$$

此处

$$x-a = (x_1-a_1, \dots, x_N-a_N).$$

下列引理頗为有用。

**引理 24.1** 設  $X = (X_1, \dots, X_n)$  遵循正态分布,  $EX_i = 0$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ), 又令  $M$  为它的协方差矩陣。令  $B$  为  $n$  行  $k$  列的矩陣, 其秩为  $k$ 。于是

$$U = XB = (U_1, \dots, U_k)$$

也遵循正态分布, 而且它的协方差矩陣为  $B'MB$ 。

这是周知的基本事实, 証明从略<sup>①</sup>。

现在考虑 (21.8) 的  $Y(t)$ 。已知

$$\Delta_s Y(t) = Y(t+s) - Y(t) \quad (24.4)$$

的特征函数是

$$\exp\{cs(g(u) - 1 - i\alpha u)\}. \quad (24.5)$$

又有

$$E \Delta_s Y(t) = 0, \quad E|\Delta_s Y(t)|^2 = \beta cs. \quad (24.6)$$

現在令

$$\frac{1}{\sqrt{c}} Y(t) = Y_1(t). \quad (24.7)$$

考虑上式当  $c \rightarrow \infty$  时的极限。这就是在一定時間內霰射的个数激

① 只需計算  $U$  的特征函数即可。

增的情形。

$$\Delta_s Y_1(t) = Y_1(t+s) - Y_1(t) = \frac{1}{\sqrt{c}} \Delta_s V(t),$$

由 (24.5) 得出它的特征函数为

$$\begin{aligned} & \exp \left\{ cs \left( g\left(\frac{u}{\sqrt{c}}\right) - 1 - i\alpha \frac{u}{\sqrt{c}} \right) \right\} \\ &= \exp \left\{ cs \left( 1 + i\alpha \frac{u}{\sqrt{c}} - \frac{\beta}{2} \frac{u^2}{c} + \cdots - 1 - i\alpha \frac{u}{\sqrt{c}} \right) \right\} \\ &= \exp \left( -\frac{s\beta u^2}{2} + \cdots \right) \rightarrow \exp \left( -\frac{s\beta u^2}{2} \right). \end{aligned}$$

(当固定  $u_0$  时, 在  $|u| \leq u_0$  上一致地)

故当  $c \rightarrow \infty$  时,  $\Delta_s Y_1(t)$  的分布函数收敛于具有均值 0 和方差为  $s\beta$  的正态分布函数。

如果  $W(t)$  是对大的  $t$  取值为 0 的阶梯函数, 则

$$\int_{-\infty}^{\infty} W(t-s) dY_1(s) \quad (24.8)$$

是  $dY_1(s)$  的线性组合, 又因  $dY_1(s)$  的分布当  $c \rightarrow \infty$  时趋近于正态分布, 所以根据引理 24.1, (24.8) 收敛于正态过程。因为一般的  $W(t)$  是 (24.8) 的均方极限, 所以这也收敛于正态过程。于是当  $c$  趋大时, 噪声过程可以看做正态过程。根据这个理由, 研究噪声往往要考虑正态过程。

## § 25 正态过程与 Fourier 级数

研究噪声过程, 经常用到 Fourier 级数。现在叙述这样做的根据。令  $X(t)$  为具  $E X = 0$  的实正态过程, 并且是平稳的。如上面已经说过的那样, 在正态过程中, 宽平稳过程和严格平稳过程这两个概念是一致的。

现在考虑  $X(t)$ ,  $0 < t < T$ ,  $T$  是足够大的数。设

$$A_n = \frac{2}{T'} \int_0^T X(t) \cos \frac{2n\pi t}{T'} dt, \quad (25.1)$$

$$B_n = \frac{2}{T'} \int_0^T X(t) \sin \frac{2n\pi t}{T'} dt. \quad (25.2)$$

$A_n, B_n$  当然是随机变数。设

$$C_n(t) = \begin{cases} \frac{2}{T'} \cos \frac{2n\pi t}{T'} & (0 \leq t \leq T'), \\ 0 & (\text{其他的 } t), \end{cases} \quad (25.3)$$

$$S_n(t) = \begin{cases} -\frac{2}{T'} \sin \frac{2n\pi t}{T'} & (0 \leq t \leq T'), \\ 0 & (\text{其他的 } t), \end{cases} \quad (25.4)$$

并作

$$\int_{-\infty}^{\infty} X(T-s) C_n(s) ds.$$

这个积分早在第2章中有了定义(因为  $\int_{-\infty}^{\infty} |d(\int_{-\infty}^s C_n(u) du)| < \infty$ ).

它在形式上等于

$$\int_0^T X(u) C_n(T-u) du = \frac{2}{T'} \int_0^T X(u) \cos \frac{2n\pi(T-u)}{T'} du = A_n.$$

同样,  $\int_{-\infty}^{\infty} X(T-s) S_n(s) ds$  是  $B_n$ . 故(25.1)和(25.2)的  $A_n$  和  $B_n$

实际上可以考虑分别用

$$A_n = \int_{-\infty}^{\infty} X(T-s) C_n(s) ds \quad (25.5)$$

和

$$B_n = \int_{-\infty}^{\infty} X(T-s) S_n(s) ds \quad (25.6)$$

来定义。这就是说,  $X(t)$  ( $0 \leq t \leq T$ ) 的 Fourier 系数  $A_n$  和  $B_n$  分别是以  $X(t)$  为输入的线性过滤器  $C_n$  和  $S_n$  在时刻  $T$  的反应。

因为  $X$  是正态过程, 所以作为这个过程的线性组合的极限,  $A_n$  和  $B_n$  也遵循正态分布。更进一步,

$$(A_0, A_1, B_1, A_2, B_2, \dots)$$

的任意有穷个联合分布也遵循正态分布。考虑  $A_i$  和  $A_j$  的协方差。

$$\begin{aligned} E A_i A_j &= E \int_0^T X(T-s) C_i(s) ds \int_0^T X(T-s') C_j(s') ds' \\ &= \int_0^T \int_0^T C_i(s) C_j(s') \rho(s-s') ds ds', \end{aligned}$$

此处  $\rho(u)$  是  $X(t)$  的协方差函数 (留意  $E A_i = 0$ ,  $(i=1, 2, \dots)$ )。上式又可以写成

$$\begin{aligned} E A_i A_j &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} C_i(s) C_j(s') \rho(s-s') ds ds' \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} C_i(s) C_j(s+u) \rho(u) du ds \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du \int_{-\infty}^{\infty} C_i(s) C_j(s+u) ds \\ &= \int_{-T}^T \rho(u) du \int_0^T C_i(s) C_j(s+u) ds, \end{aligned} \quad (25.7)$$

当  $u \geq 0$  时

$$\begin{aligned} \int_0^T C_i(s) C_j(s+u) ds &= \frac{4}{T^2} \int_0^{T-u} \cos \frac{2i\pi}{T'} t \cos \frac{2j\pi}{T'} (t+u) dt \\ &= \frac{4}{T^2} \int_0^T - \frac{4}{T^2} \int_{T-u}^T. \end{aligned}$$

又

$$\frac{4}{T^2} \int_0^T \cos \frac{2i\pi}{T'} t \cos \frac{2j\pi}{T'} (t+u) dt = \begin{cases} \frac{2}{T'} \cos \frac{2j\pi}{T'} u & (i=j), \\ 0 & (i \neq j), \end{cases}$$

$$\left| \frac{4}{T^2} \int_{T-u}^T \cos \frac{2i\pi}{T'} t \cos \frac{2j\pi}{T'} (t+u) dt \right| \leq \frac{4u}{T^2},$$

所以代入上式使得

$$\int_0^T C_i(s) C_j(s+u) ds = \begin{cases} \frac{2}{T'} \cos \frac{2j\pi}{T'} u + O\left(\frac{u}{T^2}\right) & (i=j), \\ O\left(\frac{u}{T^2}\right) & (i \neq j), \end{cases}$$

此处  $O$  表示对  $i, j$  一致地有界。当  $u < 0$  时, 也得到同样的结果。因此, 将这结果代入 (25.7), 当  $i \neq j$  时便有

$$|\mathbb{E} A_i A_j| \leq \frac{4}{T^2} \int_{-T}^T |u \rho(u)| du \leq \frac{8}{T^2} \int_0^T |u \rho(u)| du. \quad (25.8)$$

又有

$$\mathbb{E} |A_i|^2 = \frac{2}{T} \int_{-T}^T \rho(u) \cos \frac{2i\pi}{T} u du + O\left(\frac{1}{T^2} \int_{-T}^T |u \rho(u)| du\right).$$

令  $T \rightarrow \infty$  使得

$$\int_{-T}^T \rho(u) \cos \frac{2i\pi}{T} u du \rightarrow \int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du$$

(因为  $\int_{-\infty}^{\infty} |\rho(u)| du < \infty$ ). 于是若  $\int_{-\infty}^{\infty} |u \rho(u)| du < \infty$ , 则

$$\lim_{T \rightarrow \infty} T \mathbb{E} |A_i|^2 = 2 \int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du,$$

从而

$$r = \frac{\mathbb{E} A_i A_j}{\sqrt{\mathbb{E} A_i^2 \mathbb{E} A_j^2}} = O\left(\frac{1}{T}\right),$$

此处  $\int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du \neq 0$ . 概括上述结果, 就可以写成下列的

**定理 25.1** 令  $\rho(u)$  为正态平稳过程  $X(t)$  ( $\mathbb{E} X(t) = 0$ ) 的协方差函数, 并令

$$\int_{-\infty}^{\infty} |u \rho(u)| du < \infty.$$

又令  $A_i$  和  $B_i$  为  $X(t)$  ( $0 \leq t \leq T$ ) 的 Fourier 系数。于是对任意的  $i, j$

$$\mathbb{E} A_i B_j = O\left(\frac{1}{T^2}\right), \quad (25.9)$$

若  $i \neq j$ , 则

$$\mathbb{E} A_i A_j = O\left(\frac{1}{T^2}\right), \quad \mathbb{E} B_i B_j = O\left(\frac{1}{T^2}\right). \quad (25.10)$$

又有

$$E A_i^2 \sim \frac{2}{T'} \int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du, \quad (25.11)$$

$$E B_i^2 \sim \frac{2}{T'} \int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du. \quad (25.12)$$

若  $\int_{-\infty}^{\infty} \rho(u) du \neq 0$ , 则

$$r_1 = \frac{E A_i A_j}{\sqrt{E A_i^2 E A_j^2}} = O\left(\frac{1}{T'}\right) \quad (i \neq j), \quad (25.13)$$

$$r_2 = \frac{E B_i B_j}{\sqrt{E B_i^2 E B_j^2}} = O\left(\frac{1}{T'}\right) \quad (i \neq j), \quad (25.14)$$

$$r_3 = \frac{E A_i B_j}{\sqrt{E A_i^2 E B_j^2}} = O\left(\frac{1}{T'}\right). \quad (25.15)$$

同样可以证明 (25.9), (25.10) 的第二式, (25.12), (25.14) 和 (25.15), 这里从略。

根据这个定理, 当  $T$  大时可以假设 Fourier 系数为相互独立。又由引理 24.1 推出,  $A_i$  和  $B_i$  都遵循正态分布。



## 第6章 排队問題

假設顧客來到窗口接受某種服務。如果服務時間拉長，在窗口排队的长度也就拉長。我們來考慮這時排队长度的分布，也考慮增加窗口个数时排队长度的变化，以及顧客等待時間的分布等問題。这种理論的成果，广泛地应用于車站售票处的設計，机場跑道的规模以及貨船裝貨所需時間等問題。又如在工厂中，对发生故障的机器的修理应預备多少个修理工或修理机等事故管理問題，也找到了广泛的应用。如果过多地預备修理机，閑着的修理机就会增加，造成設備費的积压；如果过少地預备修理机，发生故障的机器待修的时间就会拉長，造成生产的損失。于是我們要討論的問題是，怎样安排最为有利。患病的人在医院中的等待，同样也属于这类問題，特別在英国，在理論上和实验上都有所研究。又电话呼喚的等待問題也完全相仿，这方面的問題很早以来就有了研究。实际上，在自动交换机上电话中继的等待，作为电话网的問題來說，是极其重要的。

近年来，人們在各种現象中探求其規律性，并且系統地形成了改动和控制这些現象的方法。而且人們企图以此作为經營管理以及其他一般筹划中的决策（decision making）的根据。这門学科叫做运筹学（operations research，簡称为 O. R.），而排队論及其成果的应用，就是 O. R. 的一个方法。

本章叙述排队的数学理論背景。

### § 26 Марков 过程

令  $X(t)$  ( $t \geq 0$ ) 为取值  $0, 1, 2, \dots$  的(单純) Марков 过程，并

且具有平稳的转移概率。也就是说,转移概率

$$P(X(t+s)=j | X(s)=i) = p_{ij}(t)$$

只依赖于  $t$ . 上式左边意味着  $X$  在时刻  $s$  取  $i$  的条件下在时刻  $t+s$  取  $j$  的条件概率。这里假设

$$\lim_{t \rightarrow +0} p_{ij}(t) = \begin{cases} 0 & (i \neq j), \\ 1 & (i = j). \end{cases} \quad (26.1)$$

此外必须注意下列关系式,即

$$p_{ij}(s+t) = \sum_{k=0}^{\infty} p_{ik}(s) p_{kj}(t) \quad (s > 0, t > 0). \quad (26.2)$$

这是 Колмогоров-Chapman 方程。

由 (26.1) 推知,  $p_{ij}(t)$  对任意的  $t$  为连续。因为

$$\lim_{\varepsilon \rightarrow +0} p_{ij}(t+\varepsilon) = \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} \sum_{k=0}^{\infty} p_{ik}(t) p_{kj}(\varepsilon) = p_{ij}(t).$$

又

$$\begin{aligned} \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} (p_{ij}(t) - p_{ij}(t-\varepsilon)) &= \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} \left[ \sum_{k=0}^{\infty} p_{ik}(t-\varepsilon) p_{kj}(\varepsilon) - p_{ij}(t-\varepsilon) \right] \\ &= \lim_{\varepsilon \rightarrow +0} \left[ \sum_{k \neq j} p_{ik}(t-\varepsilon) p_{kj}(\varepsilon) - p_{ij}(t-\varepsilon) \{1 - p_{jj}(\varepsilon)\} \right] \\ &= 0. \end{aligned}$$

又

$$p'_{ii}(0) = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{1 - p_{ii}(t)}{t} = q_i \quad (26.3)$$

存在, 此处  $0 \leq q_i \leq \infty$ . 若  $q_i < \infty$ , 则称状态  $i$  为稳定的。(26.3) 的证明如下:

令  $\alpha$  为正数,  $\delta = \frac{1}{2^n}$  ( $n$  是自然数), 又令  $m\delta$  为  $\geq \alpha$  的最小的  $\delta$  的倍数。

$$\begin{aligned}
P(X(t) = i, t_0 \leq t \leq t_0 + \alpha | X(t_0) = i) \\
= \lim_{\delta \rightarrow 0} P(X(t_0 + j\delta) = i (j=1, 2, \dots, m-1), X(t_0 + \alpha) = i | X(t_0) = i) \\
= \lim_{\delta \rightarrow 0} P(X(t_0 + j\delta) = i (j=1, 2, \dots, m) | X(t_0) = i) \textcircled{1}.
\end{aligned}$$

上式右边为  $\lim_{\delta \rightarrow 0} p_{ii}^m(\delta)$ , 若这个极限值为正, 则取对数便得

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} m \log p_{ii}(\delta) = - \lim_{\delta \rightarrow 0} \alpha \frac{1 - p_{ii}(\delta)}{\delta}.$$

于是  $\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1 - p_{ii}(\delta)}{\delta} = q_i$  存在, 而且

$$P(X(t) = i, t_0 \leq t \leq t_0 + \alpha | X(t_0) = i) = e^{-q_i \alpha}. \quad (26.4)$$

若  $\lim_{\delta \rightarrow 0} p_{ii}^m(\delta) = 0$ , 则

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{1 - p_{ii}(\delta)}{\delta} = \infty.$$

下面假定  $X(t)$  所取的值都为稳定状态。设  $P(X(0) = i) = 1$ , 并令  $\lambda_i$  为使  $X(t) \equiv i$  的第一个  $t$  的区间长度, 于是由 (26.4) 推出

$$P(\lambda_i \leq t) = 1 - e^{-q_i t}. \quad (26.5)$$

令  $j$  为任意的状态, 并设

$$\alpha_{ij} = \inf_{\lambda_i < t, X(t) = j} t.$$

若  $i \neq j$ , 则  $\alpha_{ij}$  是第一次转移到  $j$  的时间。  $\lambda_i$  与  $\alpha_{ij} - \lambda_i$  是独立随机变数。若

$$\lambda_{0i} = \sup_{X(t) \equiv i, 0 \leq t < T} T, \quad \alpha_{0ij} = \inf_{\lambda_{0i} < t, X(t) = j} t$$

(显然  $\alpha_{0ij} = \alpha_{ij}$ ,  $\lambda_{0i} = \lambda_i$ ), 则有

$$P\{\alpha - \lambda > u | X(0) = i\} = P\{\alpha_s - \lambda_s > u | X(s) = i\}$$

① 严格地说, 应令  $X(t)$  为可分(separable)。从 (26.1) 的第二式看出,  $X(t)$  依概率收敛于  $X(t_0)$ , 所以在  $(t_0, t_0 + \alpha)$  内任意取一稠密点集, 则得相应于①的式子。这里, 我们选择了点集  $t_0 + j\delta (j=1, 2, \dots, m)$ ,  $\delta = \frac{1}{2^n} (n=1, 2, \dots)$  作为稠密集合。

( $\alpha_{ij}$  和  $\alpha_{sij}$  分别简记为  $\alpha$  和  $\alpha_s$ 。对  $\lambda$  和  $\lambda_s$  也是如此)。

$$P(X(t) = j | \lambda = s) = r_{ij}(t-s) \quad (26.6)$$

叫做“ $X$  从时刻  $s$  离开  $i$  后在时刻  $t$  到达  $j$  的概率”。其次假设我们可以写成下列形状

$$P(\alpha_{ij} - \lambda_i > u | X(0) = i) = P(\alpha_{sij} - \lambda_{s,i} > u | X(s) = i) \\ = \int_u^\infty f_{ij}(v) dv, \quad (26.7)$$

其中  $f_{ij}(v)$  叫做“ $X$  离开  $i$  后经过时间  $v$  开始到达  $j$  的概率密度”。

从(26.4)推出,  $X(t)$  在  $(t, t+\Delta t)$  间离开  $i$  的概率(令  $X(t) = i$ ) 是  $1 - e^{-q_i \Delta t} = q_i \Delta t + o(\Delta t)$ 。

当  $X(0) = i$  时, 事件  $X(t) = i$  由下述两个事件组成: 令  $0 < \xi < \eta < t$ ,  $X$  在  $\xi$  开始离开  $i$ , 在  $\eta$  回到  $i$ , 然后在  $t-\eta$  后回到  $i$  这样的事件, 以及  $X$  从  $t=0$  一直到  $t$  继续保持状态  $i$  这样的事件。故有

$$p_{ii}(t) = \int_0^t d\eta \int_0^\eta q_i e^{-q_i \xi} f_{ii}(\eta - \xi) p_{ii}(t - \eta) d\xi + e^{-q_i t}. \quad (26.8)$$

这又可以写为

$$p_{ii}(t) = \int_0^t p_{ii}(t - \eta) k_i(\eta) d\eta + e^{-q_i t}, \quad (26.9)$$

此处  $k_i(\eta) = \int_0^\eta q_i e^{-q_i \xi} f_{ii}(\eta - \xi) d\xi$ , 这就是第 1 章 (4.1) 的更新方程。因此根据定理 4.2,  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ii}(t)$  存在<sup>②</sup>。把此叙述为下列引理。

同样还可证明  $p_{ij}(t)$  的情形。

① 正确地說, 这对  $(0, t)$  内几乎所有的  $s$  有意义, 但也可以考虑这种条件概率, 使对所有的  $s$  成立。K. T. Chung (钟开策) [1], P. Lévy [1]。

② 当  $q_i > 0$  时,  $\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-q_i t} = 0$ , 这满足定理 4.2 的条件, 当  $q_i = 0$  时, 从 (26.8) 立刻看出引理成立。

**引理 26.1**  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ii}(t)$  存在.

現在給出若干定义。以后无特別声明时假設  $q_i > 0$ 。当

$\int_0^\infty f_{ii}(t) dt = 1$  以及  $\int_0^\infty t f_{ii}(t) dt < \infty$  时, 称状态  $i$  为各态遍历的。

这就是說, 从  $i$  出发, 迟早又回到  $i$  (概率为 1 地), 并且它的平均循环时间为有限。

**定理 26.1** 若状态  $i$  不是各态遍历的, 則对任意的  $j$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ji}(t) = 0.$$

**証明** 令  $j = i$ 。若  $i$  不是各态遍历的, 又  $\int_0^\infty f_{ii}(t) dt < 1$ , 則在 (26.9) 中令  $t \rightarrow \infty$  便得 (注意  $q_i > 0$ )

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ii}(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} p_{ii}(t) \int_0^\infty k_i(\eta) d\eta.$$

不难看出  $\int_0^\infty k_i(\eta) d\eta = \int_0^\infty f_{ii}(t) dt$ , 因此得到  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ii}(t) = 0$ 。又当

$\int_0^\infty f_{ii}(t) dt = 1$ ,  $\int_0^\infty t f_{ii}(t) dt = \infty$  时, 从定理 4.2 推出  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ii}(t) = 0$ 。

因为定理 4.2 的  $m$  为

$$\int_0^\infty v k_i(v) dv = \int_0^\infty t f_{ii}(t) dt = \frac{1}{q_i} \int_0^\infty f_{ii}(t) dt = \infty.$$

当  $j \neq i$  时, 代替 (26.8) 我們有

$$p_{ji}(t) = \int_0^t f_{ji}(\xi) p_{ii}(t - \xi) d\xi, \quad (26.10)$$

由于  $i$  不是各态遍历的, 所以如上所示,  $p_{ii}(t) \rightarrow 0$ , 利用这个事实  
在 (26.10) 中令  $t \rightarrow \infty$  便得到  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ji}(t) = 0$ . 証毕

此外, 这个定理的逆定理也成立, 証明从略。

其次, 若对某个  $t$ ,  $p_{ji}(t) > 0$  ( $j \neq i$ ), 則称状态  $i$  为从  $j$  可到达的状态。若对所有的  $i, j$  ( $i \neq j$ ),  $i$  是从  $j$  可到达的, 則称  $X(t)$  为既約的。

**定理 26.2** 若  $X(t)$  是既約过程, 则所有的状态  $0, 1, 2, \dots$  要么都是各态遍历的, 要么都不是各态遍历的。

**証明** 不存在使  $q_i = 0$  的  $i$ 。否則, 若存在, 則  $X(t)$  一旦到达状态  $i$  以后, 就概率为 1 地老是停留于  $i$  而不轉移到其他状态, 因此  $X(t)$  不是既約的。

因为  $X(t)$  是既約的, 所以存在  $t, s$  满足

$$p_{ij}(t) = \alpha > 0, \quad p_{ii}(s) = \beta > 0,$$

故

$$p_{ii}(t+r+s) \geq p_{ij}(t)p_{jj}(r)p_{ji}(s) = \alpha\beta p_{jj}(r). \quad (26.11)$$

所以若对某个  $i$ ,  $p_{ii}(t) \rightarrow 0 (t \rightarrow \infty)$ , 則在 (26.11) 中令  $r \rightarrow \infty$  使得  $p_{jj}(r) \rightarrow 0$ , 这表明, 若某个  $i$  不是各态遍历的, 則其余所有的  $j$  也不是各态遍历的。因为我們只有这两种情形中的一个: 要么所有的状态都是各态遍历的, 要么至少有一个状态不是各态遍历的, 所以不是各态遍历的必要与充分条件是, 对某个  $i$ ,  $p_{ii}(t) \rightarrow 0$ 。于是定理的証明完毕。 証毕

所有的状态都为各态遍历的既約过程叫做各态遍历过程。

因为在各态遍历过程中  $p_{ii}(t) > c_{ii} (> 0)$ , 所以从 (26.10) 推出

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t) = c_{ii} \int_0^\infty f_{ji}(\xi) d\xi = c_{ii}. \quad (26.12)$$

若对某个  $j_0$  有  $\int_0^\infty f_{j_0 i}(\xi) d\xi < 1$ , 則

$$c_{j_0 i} < c_{ii}. \quad (26.13)$$

現在, 取  $s$  使  $p_{ii}(s) > 0$ , 并在 Колмогоров-Чарпан 方程

$$\sum_{i=0}^{\infty} p_{ij}(s) p_{ji}(t) = p_{ji}(s+t)$$

中令  $t \rightarrow \infty$ , 便有

$$\sum_{j=0}^{\infty} p_{ij}(s) c_{ji} = c_{ii}, \quad (26.14)$$

因此

$$c_{ii} = \sum_{j \neq j_0} p_{ij}(s) c_{ji} + p_{ij_0}(s) c_{j_0i}$$

由 (26.12) 和 (26.13)

$$< c_{ii} \sum_{j \neq j_0} p_{ij}(s) + p_{ij_0}(s) c_{ii} = c_{ii} \sum_{j=0}^{\infty} p_{ij}(s).$$

因此  $1 < \sum_{j=0}^{\infty} p_{ij}(s)$ . 这是矛盾的。于是得到下列的

**定理 26.3** 在各态遍历过程中, 对所有的  $i, j$ ,

$$\int_0^{\infty} f_{ij}(\xi) d\xi = 1. \quad (26.15)$$

又  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ji}(t) = c_{ii} (> 0)$ .

本定理第二部分是这么得到的: 从 (26.12) 左边等式, 并利用 (26.15) 使得

$$c_{ji} = c_{ii}.$$

以后记  $c_{ii}$  为  $c_i$ .

**定理 26.4** 在既约的各态遍历过程中, 对所有的  $i$ ,

$$c_i > 0, \quad \sum_{i=0}^{\infty} c_i = 1. \quad (26.16)$$

又对所有的  $i$  以及  $t$ ,

$$c_i = \sum_{j=0}^{\infty} c_j p_{ji}(t). \quad (26.17)$$

又若对某些  $\{d_i\}$  以及所有的  $t$ ,

$$d_i = \sum_{j=0}^{\infty} d_j p_{ji}(t) \quad (26.18)$$

并且  $\sum_{i=0}^{\infty} |d_i| < \infty$ , 则存在常数  $\alpha$  使得

$$d_i = \alpha c_i. \quad (26.19)$$

**证明** 如 (26.14) 一样得到 (26.17). 在 (26.18) 中令  $t \rightarrow \infty$  使得

$$d_i = \sum_j d_j c_i = c_i \sum_j d_j,$$

这无非就是 (26.19) ( $\alpha = \sum d_j$ ). 特別, 令  $d_i = c_i$ , 便有  $c_i = c_i \sum c_j$ ,  $c_i > 0$  (根据定理 26.3), 因而  $\sum c_j = 1$ , 于是得到 (26.16). 証毕

## § 27 排队問題与生灭过程

假設顾客来到窗口接受某种服务后离开。这时我們考虑顾客在窗口的排队。这类問題, 由下列四种因素决定: (1) 顾客来到窗口的頻率, (2) 窗口的个数, (3) 排队的規則, (4) 服务時間分布。所以必須对它們作适当的假設。

例如, 对 (1) 假設顾客来到窗口的到达時間間隔的分布, 对 (3) 假設顾客依到达次序接受服务或者一定要参加排队, 等等。

(a) 假設顾客来到窗口的分布遵循 Poisson 分布。亦即假設  $k$  个顾客在時間間隔  $t$  內出現的概率为  $e^{-\frac{t}{a}} \left(\frac{t}{a}\right)^k \frac{1}{k!}$  ( $k=0, 1, 2, \dots$ )。这样, 若令  $T$  为从一个顾客到来另一个顾客到来的時間, 則  $T$  的分布是指数分布。亦即

$$P(T \leq t) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{t}{a}} & (t > 0), \\ 0 & (t \leq 0). \end{cases} \quad (27.1)$$

上式从下述容易看出: 因为  $T > t$  意味着在  $t$  之間沒有出現一个顾客, 于是从 Poisson 分布  $k=0$  的情形推出, 这个事件的概率等于  $e^{-\frac{t}{a}}$ .

(b) 假設窗口的个数为  $l$ .

(c) 假設顾客来到窗口一定参加排队。

(d) 假設服务時間  $V$  的分布为

$$P(V \leq s) = \begin{cases} 1 - e^{-\frac{s}{b}} & (s \geq 0), \\ 0 & (s \leq 0). \end{cases} \quad (27.2)$$



令  $X(t)$  表示  $t$  时的排队长度<sup>①</sup>。 $X(t)$  取值为  $0, 1, 2, \dots$ 。依上面的假设,  $X(t)$  形成 Markov 过程。其证明如下:  $t$  时在某个窗口接受服务的顾客在  $t+s$  后服务结束的概率为  $1 - e^{-\frac{s}{b}}$ , 这不依赖于  $t$ , 因为, 若这个服务在  $t$  以前  $s_0$  时即在  $t-s_0$  时开始, 则服务在继续  $s_0$  以上的条件下在  $s+s_0$  内结束的概率为

$$\begin{aligned} \frac{P(s_0 \leq V, 1 \leq s_0 \leq s)}{P(s_0 \leq V)} &= \frac{P(s_0 \leq V \leq s_0 + s)}{P(s_0 \leq V)} \\ &= \frac{P(V \leq s_0 + s) - P(V \leq s_0)}{P(V \leq s_0)} = \frac{e^{-\frac{s_0}{b}} - e^{-\frac{(s_0+s)}{b}}}{e^{-\frac{s_0}{b}}} = 1 - e^{-\frac{s}{b}}. \end{aligned}$$

这样一来, 当  $X(t) = i$  时,  $X(t+s) = j$  的概率是下列概率对  $k$  的求和: 在  $s$  之间  $k$  个顾客接受了服务和  $(j-i+k)$  个顾客出现的概率 (当  $i=0$  时也是如此)。由于上述概率的总和不依赖于  $t$ , 所以  $X(t)$  形成 Markov 过程。

在  $\Delta t$  之间一个顾客出现的概率为  $e^{-\frac{\Delta t}{a}} \cdot \frac{\Delta t}{a} = \frac{\Delta t}{a} + o(\Delta t)$ , 二个以上顾客出现的概率为  $e^{-\frac{\Delta t}{a}} \left( \frac{\Delta t}{a} \right)^2 \frac{1}{2!} + \dots = o(\Delta t)$ 。同样, 在  $\Delta t$  之间结束一个服务的概率为  $\frac{\Delta t}{b} + o(\Delta t)$ , 结束二个以上服务的概率为  $o(\Delta t)$ 。因此, 当  $j$  个顾客正在接受服务时, 其中某一个顾客接受了服务的概率为  $\frac{j\Delta t}{b} + o(\Delta t)$ 。

当  $X(0) = i$  时, 若  $j \leq i$ , 则事件  $X(t+\Delta t) = j$  等价于下列四个事件之一:

- 1°  $X(t) = j-1$  而且  $X(t+\Delta t) = j$ ,
- 2°  $X(t) = j$  而且  $X(t+\Delta t) = j$ ,
- 3°  $X(t) = j+1$  而且  $X(t+\Delta t) = j$ ,

<sup>①</sup> 窗口个数是  $l$  个, 但假设排队在某处排成一列, 等某个窗口空闲时就在那里接受服务。

4° 上述以外的情形。

4° 等价于下列两个事件中的一个：二个以上顾客在  $\Delta t$  之间接受了服务，或者二个以上顾客刚刚到来。因此 1°, 2°, 3° 和 4° 的概率分别为

$$(1) \quad p_{i,j-1}(t) \frac{\Delta t}{a},$$

$$(2) \quad p_{ij}(t) \left(1 - \frac{\Delta t}{a} - j \frac{\Delta t}{b}\right),$$

$$(3) \quad p_{i,j+1}(t) j \frac{\Delta t}{b},$$

$$(4) \quad o(\Delta t).$$

因此

$$\begin{aligned} p_{ij}(t + \Delta t) = & p_{i,j-1}(t) \frac{\Delta t}{a} + p_{ij}(t) \left(1 - \frac{\Delta t}{a} - j \frac{\Delta t}{b}\right) \\ & + p_{i,j+1}(t) (j+1) \frac{\Delta t}{b} + o(\Delta t) \quad (j < l), \end{aligned} \quad (27.3)$$

当  $j = l$  时同样有

$$\begin{aligned} p_{ij}(t + \Delta t) = & p_{i,j-1}(t) \frac{\Delta t}{a} + p_{ij}(t) \left(1 - \frac{\Delta t}{a} - \frac{l \Delta t}{b}\right) \\ & + p_{i,j+1}(t) \frac{l \Delta t}{b} + o(\Delta t) \quad (j \geq l). \end{aligned} \quad (27.4)$$

此处令  $p_{i,-1}(t) \equiv 0$ ，从这些等式作  $p_{ij}(t + \Delta t) - p_{ij}(t)$  并以  $\Delta t$  去除之，然后再令  $\Delta t \rightarrow 0$ ，便得

$$\begin{aligned} p'_{ij}(t) = & p_{i,j-1}(t) \frac{1}{a} - p_{ij}(t) \left(\frac{1}{a} + \frac{j}{b}\right) + p_{i,j+1}(t) \frac{j+1}{b} \\ & (j < l), \end{aligned} \quad (27.5)$$

$$\begin{aligned} p'_{ij}(t) = & p_{i,j-1}(t) \frac{1}{a} - p_{ij}(t) \left(\frac{1}{a} + \frac{l}{b}\right) + p_{i,j+1}(t) \frac{l}{b} \\ & (j \geq l), \end{aligned} \quad (27.6)$$

$$(p_{i,-1}(t) \equiv 0).$$

我們有  $p_{ij}(t) \geq 0$ 。因为当  $X(0) = i$  时, 在  $t$  之間增加(或减少)  $j-i$  个顾客的概率是正的。不难看出,  $p_{ij}(t) \rightarrow 0 (j \neq i, t \rightarrow 0)$ ,  $p_{ii}(t) \rightarrow 1 (t \rightarrow 0)$ 。又由  $\lim_{t \rightarrow 0} p'_{ij}(t) = -\frac{1}{a} - \frac{i}{b} (i < l), = -\frac{1}{a} - \frac{l}{b} (i \geq l)$ , 可知所有的状态都是稳定的。

我們將根据(27.5)和(27.6)来考虑

$$P\{X(t) = i\},$$

即排队长度等于  $i$  的概率。

当  $t \rightarrow \infty$  时, 上列方程取形状

$$p'_{ij}(t) = \lambda_{j-1} p_{i,j-1}(t) - (\lambda_j + \mu_j) p_{ij}(t) + \mu_{j+1} p_{i,j+1}(t) \\ (j=0, 1, 2, \dots), \quad (27.7)$$

以这个  $p_{ij}(t)$  为轉移概率的随机过程, 一般叫做生灭过程。从这个微分方程可以証明  $p_{ij}(t)$  的存在和  $\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t)$  的存在。又对如何来求  $p_{ij}(t)$  人們也有所研究<sup>①</sup>。关于  $X(t)$  的方差函数等等, 人們对  $l=1$  的情形也作了研究<sup>②</sup>。

現在回到方程(27.5)和(27.6)。

根据上节的討論, 可知

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p_{ij}(t) = c_{ij} \quad (27.8)$$

存在。又有

$$\lim_{t \rightarrow \infty} p'_{ij}(t) = 0. \quad (27.9)$$

因为由(27.8)推知, (27.5)和(27.6)右边的极限存在, 所以  $\lim_{t \rightarrow \infty} p'_{ij}(t)$  也存在。如果这个极限值不为 0, 那末必存在一个  $T$ , 使得

$$p'_{ij}(t) \geq \alpha > 0, \quad t \geq T, \quad (27.10)$$

① 参看 W. Ledermann 和 E. H. Reuter [1].

② 参看 P. M. Morse [1].

或者

$$p'_{ij}(t) \leq -\alpha < 0, \quad t \geq T. \quad (27.11)$$

若 (27.10) 成立, 令  $T' \geq T$  使得

$$\int_T^{T'} p'_{ij}(t) dt \geq \alpha(T' - T),$$

亦即

$$p_{ij}(T') - p_{ij}(T) \geq \alpha(T' - T).$$

因为上式左边不超过 1, 所以令  $T' \rightarrow \infty$  便导出矛盾. 同样对 (27.11) 的情形也得出矛盾. 因此我们得到 (27.9). 于是在 (27.8) 和 (27.6) 中令  $t \rightarrow \infty$  使得

$$0 = c_{i,j-1} \frac{1}{a} - c_{ij} \left( \frac{1}{a} + \frac{j}{b} \right) + c_{i,j+1} \frac{j+1}{b} \quad (j < l), \quad (27.12)$$

$$0 = c_{i,j-1} \frac{1}{a} - c_{ij} \left( \frac{1}{a} + \frac{l}{b} \right) + c_{i,j+1} \frac{l}{b} \quad (j \geq l), \quad (27.13)$$

此处  $c_{j-1} = 0$ . 由此给出  $c_{j0}$ , 就依次可求出  $c_{j1}, c_{j2}, \dots$ . 实际上, 我们得到

$$c_{ji} = \begin{cases} \frac{1}{i!} \left( \frac{b}{a} \right)^i c_{j0} & (i < l), \\ \frac{1}{l!} \left( \frac{b}{a} \right)^l \left( \frac{1}{l} \right)^{i-l} c_{j0} & (i \geq l). \end{cases} \quad (27.14)$$

其次, 若  $X(t)$  是各态遍历过程, 则  $c_{ji} = c_i > 0$ , 并根据定理 26.4, 有  $\sum_{i=0}^{\infty} c_i = 1$ . 因此, 从 (27.14) 可知

$$\frac{b^l}{l!} \sum_i \left( \frac{b}{a} \right)^i$$

必须收敛. 亦即

$$\frac{b}{al} = 1. \quad (27.15)$$

下面证明这个条件是各态遍历过程的充分条件.

设

$$c'_0 = \left( \sum_{i=0}^l \frac{1}{i!} \left( \frac{b}{a} \right)^i + \sum_{i=l+1}^{\infty} \frac{1}{l!} \left( \frac{b}{a} \right)^l \left( \frac{1}{l} \right)^{i-l} \right)^{-1},$$

并考虑

$$c'_i = \begin{cases} \frac{1}{i!} \left(\frac{b}{a}\right)^i c'_0 & (1 \leq i < l), \\ \frac{1}{l!} \left(\frac{b}{a}\right)^l \left(\frac{1}{l}\right)^{i-l} c'_0 & (i \geq l). \end{cases}$$

由于假设(27.15), 所以定义  $c'_0$  的级数收敛。设

$$I'_j(t) = \sum_{i=0}^{\infty} c'_i p_{ij}(t). \quad (27.16)$$

根据(27.5)和(27.6),  $I'_j(t)$  是可微分的, 于是得到

$$I'_j(t) = \sum_{i=0}^{\infty} c'_i p'_{ij}(t). \quad (27.17)$$

从上式以及(27.5)和(27.6)不难推出

$$I'_j(t) = \begin{cases} I'_{j-1}(t) \frac{1}{a} - I'_j(t) \left(\frac{1}{a} + \frac{j}{b}\right) + I'_{j+1}(t) \frac{j+1}{b} & (j < l), \\ I'_{j-1}(t) \frac{1}{a} - I'_j(t) \left(\frac{1}{a} + \frac{l}{b}\right) + I'_{j+1}(t) \frac{l}{b} & (j \geq l), \end{cases} \quad (27.18)$$

此处令  $I'_{-1}(t) = 0$ 。因为  $I'_j(0) = \sum_i c'_i \delta_{ij} = c'_j$ , 所以令

$$\Delta_j(t) = I'_j(t) - c'_j,$$

则对所有的  $j$

$$\Delta_j(0) = 0, \quad (27.20)$$

并且从  $c'_j$  的定义以及(27.18)和(27.19)推出

$$\Delta'_j(t) = \begin{cases} \Delta_{j-1}(t) \frac{1}{a} - \Delta_j(t) \left(\frac{1}{a} + \frac{j}{b}\right) + \Delta_{j+1}(t) \frac{j+1}{b} & (j < l), \\ \Delta_{j-1}(t) \frac{1}{a} - \Delta_j(t) \left(\frac{1}{a} + \frac{l}{b}\right) + \Delta_{j+1}(t) \frac{l}{b} & (j \geq l), \end{cases} \quad (27.21)$$

$$(27.22)$$

此处令  $\Delta_{-1}(t) = 0$ 。因为上式右边可微分, 所以  $\Delta'_j(t)$  也可微分, 即

$\Delta_j''(t)$  存在。又因表达  $\Delta_j''(t)$  的式子也可微分, 所以同样  $\Delta_j'''(t)$  也存在。一般地,  $\Delta_j(t)$  无穷地可微分。微分 (27.21) 和 (27.22)  $n$  次, 使得

$$\Delta_j^{(n+1)}(t) = \begin{cases} \Delta_{j-1}^{(n)}(t) \frac{1}{a} - \Delta_j^{(n)}(t) \left( \frac{1}{a} + \frac{j}{b} \right) + \Delta_{j+1}^{(n)}(t) \frac{j+1}{b} & (j < l), \\ \Delta_{j-1}^{(n)}(t) \frac{1}{a} - \Delta_j^{(n)}(t) \left( \frac{1}{a} + \frac{l}{b} \right) + \Delta_{j+1}^{(n)}(t) \frac{l}{b} & (j \geq l). \end{cases}$$

令  $A = \frac{1}{a} + \frac{l}{b}$ , 又設

$$|\Delta_j^{(n)}(t)| \leq (2A)^n, \quad (27.23)$$

便有

$$|\Delta_j^{(n+1)}(t)| \leq (2A)^n \left\{ \left( \frac{1}{a} + \frac{l}{b} \right) + \left( \frac{1}{a} + \frac{l}{b} \right) \right\} = (2A)^{n+1}.$$

又有

$$\begin{aligned} |\Delta_j(t)| &\leq \left| \sum_{i=j}^{\infty} c_i' p_{ij}(t) + c_j' [p_{jj}(t) - 1] \right| \\ &\leq \sum_{i=j}^{\infty} c_i' + c_j' = \sum_{i=0}^{\infty} c_i' = 1. \end{aligned}$$

諸如上述, 完成了数学归纳法, 一般地 (27.23) 成立。故  $\Delta_j(t)$  为正則 ( $-\infty < t < \infty$ ), 并从  $\Delta_j(0) = \Delta_j^{(n)}(0) = 0$  恒等地有  $\Delta_j(t) = 0$ 。故  $T_j(t) = c_j'$ , 亦即  $\sum_{i=0}^{\infty} c_i' p_{ij}(t) = c_j'$ 。令  $t \rightarrow \infty$  便得  $c_j \sum_{i=0}^{\infty} c_i' = c_j'$ , 从而  $c_j = c_j'$ , 并因  $c_j' > 0$ , 所以  $X(t)$  是各态遍历过程。

概括以上所述, 我們有

**定理 27.1** 假設 (a), (b), (c), (d), 并令  $X(t)$  为  $t$  时在窗口排队的长度, 則  $X(t)$  成为各态遍历过程的必要与充分条件是

$$\frac{b}{la} < 1. \quad (27.24)$$

而且这时

$$\lim_{t \rightarrow \infty} P(X(t) = i | X(0) = j) = c_i$$

不依赖于  $j$ , 并且

$$c_0 = \left( \sum_{j=0}^l \frac{1}{j!} \left( \frac{b}{a} \right)^j + \sum_{j=l+1}^{\infty} \frac{1}{l!} \left( \frac{b}{a} \right)^j \left( \frac{1}{l} \right)^{j-l} \right)^{-1}, \quad (27.25)$$

$$c_i = \begin{cases} \frac{1}{i!} \left( \frac{b}{a} \right)^i c_0 & (1 \leq i < l), \\ \frac{1}{l!} \left( \frac{b}{a} \right)^l \left( \frac{1}{l} \right)^{i-l} c_0 & (i \geq l). \end{cases} \quad (27.26)$$

随着时间的推移, 排队长度的分布可以考虑由 (27.25) 和 (27.26) 给出。在实际中通常假定这个分布能够实现。

假设  $X(t)$  的初始分布由 (27.25) 和 (27.26) 给出。亦即若

$$P(X(0) = i) = c_i \quad (i = 0, 1, 2, \dots),$$

则  $X(t)$  是平稳过程。关于  $X(t)$ , 可以求它的协方差函数, 以及新到顾客的平均等待时间, 等等。

当  $l=1$  时,

$$EX(t) = \frac{b}{a-b}. \quad (27.27)$$

令一个顾客的等待时间为  $W$ , 则

$$EW = \frac{b^2}{a-b}. \quad (27.28)$$

又当  $l=1$  时还有

$$\begin{aligned} p_{ij}(t) = & \delta_{ij} - \left( \frac{1}{b\pi} \right) \left( \frac{b}{a} \right)^{\frac{1}{2}(i+j)} \int_0^t du \int_0^{2\pi} \left[ \sin i\theta \right. \\ & \left. - \sqrt{\frac{b}{a}} \sin(i+1)\theta \right] \left[ \sin j\theta - \sqrt{\frac{1}{ab}} \sin(j+1)\theta \right] \\ & \times \exp\left(-\frac{1}{a} - \frac{1}{b} + 2\sqrt{\frac{1}{ab}} \cos \theta\right) d\theta, \end{aligned} \quad (27.29)$$

并且它的协方差函数为<sup>①</sup>

$$\rho(t) = \frac{b^2}{(a-b)^2} + \frac{b-a}{a^2b^2} \cdot \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} \frac{\sin^2 \theta e^{-\gamma t}}{w^2} d\theta, \quad (27.30)$$

$$w = \frac{1}{a} + \frac{1}{b} - 2\sqrt{\frac{1}{ab}} \cos \theta.$$

令  $\frac{b}{a} = \rho$ , 从上面的讨论不难看出, 这是一个重要的量。这个  $\rho$  叫做交易强度 (traffic intensity)。

## § 28 服务时间和到达时间间隔的分布 一般情形

在上节的讨论中, 我们假定了服务时间和顾客到达时间间隔的分布, 这里我们将考虑一般情形。人们对服务时间或者到达时间间隔遵循矩形分布, 或者  $\chi^2$ -分布的情形作了许多研究<sup>②</sup>。

对于一般情形, D. V. Lindley [1] 对只有一个窗口的情形证明了下列结果。

令  $G_r$  表示从第  $r$  个顾客出现到第  $(r+1)$  个顾客出现的时间间隔,  $S_r$  表示第  $r$  个顾客所要的服务时间。  $G_r$  和  $S_r$  是随机变数。

(1) 设随机变数序列  $\{G_r\}$  ( $r=1, 2, \dots$ ) 为相互独立。又设  $G_r$  遵循相同分布, 并且  $EG_r < \infty$ 。

(2) 设  $\{S_r\}$  ( $r=1, 2, \dots$ ) 也是独立的随机变数序列,  $S_r$  遵循相同分布, 并且  $ES_r < \infty$ 。

(3) 设  $S_r$  与  $G_s$  ( $r, s=1, 2, \dots$ ) 为独立。又设窗口只有一个, 顾客按照到达次序接受服务。在这些假设之下, 我们得到下列的

**定理 28.1** 设  $ES_r = b$ ,  $EG_r = a$ 。令  $W_r$  表示第  $r$  个来到的

① (27.27, ~ (27.30) 的证明从略。见 P. M. Morse [1]。

② 参看例如 D. G. Kendall [1], [2]。



顾客的等待时间。于是恒有

$$\lim_{x \rightarrow \infty} P(W_r \leq x) = F(x).$$

若

$$\rho = \frac{b}{a} < 1, \quad (28.1)$$

则  $F(x)$  是分布函数。若

$$\rho = \frac{b}{a} \geq 1, \quad (28.2)$$

则  $F(x)$  恒等于 0。此外  $F(x)$  还满足

$$F(x) = \int_0^x F(y) dG(x-y). \quad (28.3)$$

这个结果还可以推广到有  $s$  个窗口的场合<sup>①</sup>。我们仍然只叙述这些结果而不加以证明。设窗口的个数为  $s$ , 顾客到达时间为  $T_1, T_2, T_3, \dots$ 。先到的顾客先接受服务。令  $M_1, M_2, \dots, M_s$  表示窗口, 若所有窗口都挤满, 则下一个顾客在第一个终结服务的窗口接受服务。当顾客来到时, 若有一个以上窗口闲着, 则为方便计, 假设这个顾客到足馕小的窗口去接受服务。

设  $T_0 = 0$ , 则  $G_t = T_t - T_{t-1}$  是顾客到达的时间间隔。设

$$G(z) = P(G_t \leq z) \quad (\text{令 } G(0) < 1),$$

又令  $S_i$  为第  $i$  个顾客所要的服务时间。设  $G_t$  为独立并遵循相同分布,  $S_i$  也为独立并遵循相同分布。设  $EG_t < \infty$ ,  $ES_i < \infty$ 。令  $W_n$  为第  $i$  个顾客的等待时间。 $W_n + T_i$  是第  $i$  个顾客开始接受服务的时刻,  $W_n + T_i + S_i$  是对第  $i$  个顾客服务结束的时刻。

从第 1 个到  $(i-1)$  个顾客中在窗口  $M_j$  最后服务结束的时刻记为  $T_i + u_{ij}$ 。设  $w'_{ij} = \max(0, u_{ij})$ 。按  $w'_{ij}$  的大小次序排成

$$W_{i1}, W_{i2}, \dots, W_{is}.$$

① 参看 J. Kiefer-J. Wolfowitz[1], [2].

$W_{i1}$  显然是第  $i$  个顾客的等待时间 (与上面的  $W_{i1}$  相同)。設

$$W_{i1} = (W_{i1}, W_{i2}, \dots, W_{is}), \quad (28.4)$$

$$F_i(x_1, \dots, x_s) = P(W_{i1} \leq x_1, W_{i2} \leq x_2, \dots, W_{is} \leq x_s). \quad (28.5)$$

設  $x = (x_1, \dots, x_s)$ ,  $y = (y_1, \dots, y_s)$ , 又令  $W_{i1} \leq x$  表示  $s$  个不等式:  $W_{i1} \leq x_1, \dots, W_{is} \leq x_s$ . 又令  $Q$  为满足条件  $0 \leq x_1 \leq x_2 \leq \dots \leq x_s$  的  $s$  維空間内的一个集合。令  $x, y \in Q$ , 并且

$$F_i(x, y) = P(W_{i1} \leq x | W_1 = y), \quad (28.6)$$

$$F_i(x|0) = F_i(x).$$

再設  $\bar{x}_1 = (x_1, \infty, \dots, \infty)$ ,  $F_i(x_1) = F_i^*(x_1)$ . 这是第  $i$  个顾客的等待时间的分布。这时可以証明

$$\lim_{i \rightarrow \infty} F_i(x) = F(x), \quad \lim_{i \rightarrow \infty} F_i^*(x) = F^*(x)$$

存在, 并且  $F^*(x_1) = F(\bar{x}_1)$ . 又  $F^*(x)$  和  $F(x)$  要末都是分布函数, 要末都不是分布函数。我們进一步得到下列的

**定理 28.2** (1) 若  $\rho = \frac{b}{sa} < 1$ , 則  $F(x)$  是分布函数。(2) 若  $\rho > 1$ , 則  $F(x)$  不是分布函数。(3)  $\lim_{i \rightarrow \infty} F_i(x, y)$  不依赖于  $y$ .

此外, 我們还可以証明  $F(x)$  满足某种积分方程, 但这里不去討論它。

## 后 記

随机过程的应用，现在涉及的范围已經相当广泛。从統計力学、物理学、通信工程学到心理学、經济学、社会学以及遺傳学，人們根据随机过程的理論，結合着实验，已經掌握了各种規律。在本书中，我們特別选择其中的几个項目，它們是以平稳过程論以及 Марков 过程論等比較近代的研究成果为背景的。对于实际上的应用，还有很多更細致的事項以及数值結果，因篇幅限制，一概从略，而把重点放在理論根据的敘述。著者的企图是，对迄今已比較广泛地为人們所知，但在理論上仍沒有明确写出的結果，重新給予理論闡述。

参考文献，只列举本书直接引用到的那些。

## 参 考 文 献

D. Blackwell:

- [J] A renewal theorem. *Duke Math. Journ.*, **15** (1948).
- [2] Extension of a renewal theorem, *Pacific Journ. Math.*, **3**(1953).

K. L. Chung (钟开策):

- [1] Some new developments in Markoff chains, *Trans. Amer. Math. Soc.*, **75** (1955).

K. L. Chung (钟开策)-H. Pollard:

- [1] An extension of a renewal theorem, *Proc. Amer. Math. Soc.*, **3** (1952).

D. R. Cox-W. L. Smith:

- [1] A direct proof of a fundamental theorem of a renewal theory, *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, **36** (1953).

R. G. Davis:

- 1.] On the theory of prediction of non-stationary stochastic processes, *J. Applied Physics*, **23** (1952).

J. L. Doob:

- [1] Renewal theory from the point of view of the theory of probability, *Trans. Amer. Math. Soc.*, **68** (1948).
- [2] *Stochastic processes*, Wiley, (1953).

W. Feller:

- [1.] On the integral equation of renewal theory, *Ann. Math. Stat.*, **12** (1941).

U. Grenander-M. Rosenblatt:

- [1] *Statistical analysis of stationary time series*, Wiley, (1957).

K. Karhunen:

- [1] Über lineare Methoden in der Wahrscheinlichkeitsrechnung, *Ann. Acad. Sci. Fennicae Ser. A, I. Math.-Physica*, **37** (1947).
- [2] Über die Struktur stationärer zufälliger Funktionen, *Ark. Mat.*, **1** (1949).

S. Karlin:

- [J] On the renewal equation, *Pacific Journ. Math.*, **5** (1955).

T. Kawata (河田龍夫):

- [1] A renewal theorem, *Journ. Math. Soc. Japan*, **8** (1956).

- [2] Stationary process and harmonic analysis, Kodai Math. Sem. Rep., **5** (1953).
- [3] 時系列および情報の理論とその応用, 第4編(日本科学技術連盟), (1953).
- [4] Remarks on prediction problem in the theory of stationary stochastic processes, Tôhoku Math. Journ., 2nd Ser., **6** (1954).
- [5] On the stochastic process of random noise, Kodai Math. Sem. Rep., **7** (1955).

D. G. Kendall:

- [1] Stochastic process occurring in the theory of queue and their analysis by the method of the imbedded Markoff chain, Ann. Math. Stat., **24** (1953).
- [2] Some problems in the theory of queues, Journ. Royal Stat. Soc. B, **13** (1951), 151~173, 184~185.

J. Kiefer-J. Wolfowitz:

- [1] On the theory of queues with many servers, Trans. Amer. Math. Soc., **75** (1955).
- [2] On the characteristics of the general queuing process with applications to random walks, Ann. Math. Stat., **27** (1956).

J. H. Laning-R. H. Patton:

- [1] Random processes in automatic control, McGraw-Hill, (1956).

W. Lehmanna-G. E. H. Reuter:

- [1] Spectral theory for the differential equations of simple birth and death processes, Phil. Trans. Royal Soc. London, A., **246** (1954).

P. Lévy:

- [1] Systèmes markoviennes et stationnaires. Cas dénombrable, Ann. Sci. École Norm. Sup., **68** (1951).

D. V. Tandley:

- [1] The theory of queues with a single server, Proc. Camb. Phil. Soc., **48** (1952).

G. Maruyama (丸山義四郎):

- [1] Fourier analytic treatment of some problems on the sums of random variables, Natural Sci. Report, Gakushuin Univ., **6** (1955).

P. M. Morse:

- [1] Stochastic properties of waiting lines, Journal of the Operations Research Soc. Amer., **3** (1953).

S. O. Rice:

- [1] Mathematical analysis of random noise, Bell System Technical Journal, **23** (1944), **24** (1945).

S. Täcklind:

- [1] Elementare Behandlung vom Erneuerungsproblem für den stationären Fall, Skandinavisk Aktuarietidskrift, **27** (1944).
- [2] Fourieranalytische Behandlung vom Erneuerungsproblem, Skandinavisk Aktuarietidskrift, **28** (1945).

宇田川銑久 中村義作:

- [1] 非定常確率過程における重み函数について, 電気通信學會志, (1956).

N. Wax:

- [1] Selected papers on noise and stochastic process, Dover, New York.

N. Wiener:

- [1] Extrapolation, interpolation and smoothing of stationary time series, New York, (1949).

L. Zadeh-R. Ragazzini:

- [1] An extension of Wiener's theory of prediction, J. Applied Physics, **21** (1950).